



**UNIVERSIDAD DE GRANADA**

**Departamento de Química Inorgánica**

Radioquímica

**Tesis Doctoral**

*Optimización de los Métodos de Medida  
en un Contador Proporcional  
Resultados y Análisis en un Programa  
de Vigilancia Radiológica Ambiental*

**Jesús J. López Peñalver**



**OPTIMIZACIÓN DE LOS MÉTODOS DE MEDIDA  
EN UN CONTADOR PROPORCIONAL  
RESULTADOS Y ANÁLISIS EN UN PROGRAMA  
DE VIGILANCIA RADIOLÓGICA AMBIENTAL**

**POR**

**JESÚS J. LÓPEZ PEÑALVER**

Memoria presentada para optar al grado de Doctor por la  
Universidad de Granada

Fdo.: Jesús J. López Peñalver  
Ldo. en Ciencias Químicas

El Director de la Tesis

Fdo.: Prof. Dr. Cecilio González Gómez  
Profesor Asociado del Dpto. de Química Inorgánica  
Científico Titular del CSIC



# Agradecimientos

---

*Finalmente, y después de algunos años, estoy escribiendo estas últimas líneas de la Tesis Doctoral, y la verdad, no sé por donde empezar a dar gracias a tantas y tantas personas que han hecho, directa o indirectamente, que este trabajo haya sido posible. Sin duda, gran parte del mérito que pueda tener corresponde a mi Director de Tesis, el Dr. D. Cecilio González Gómez, por sus consejos, sugerencias, discusiones y críticas.*

*No quiero dejar de dar las gracias al Prof. Dr. Jesús González Peñalver por haberme introducido en el mundo de  $\text{\LaTeX}$ , sin tus consejos y sugerencias el formato de esta TESIS hubiera sido totalmente distinto.*

*No puedo olvidarme de esos malagueños tan especiales, Concha, Carmen y Sergio, con los que he compartido numerosas horas de trabajo, en algunas ocasiones bajo un sol de justicia, gracias por todos esos buenos momentos que hemos compartido, y especialmente, a Sergio y Aurora por abrirme vuestra casa, con sus incomparables desayunos.*

*A todos los miembros del Departamento de Química Inorgánica por su acogida, y sobre todo, a esos becarios sufridores. A David, “Friki Tolkieno”, iluminado y defensor de las causas perdidas, estratega y compañero infatigable en numerosas batallas. A “Gonzi” por no dejarme tirado en los cafés mañaneros. A Migue por su paciencia infinita al aguantarnos al Ñoño y a mí durante todos estos años. A Carmen por su infatigable verborrea, sin ella los cafés y las horas de trabajo no serían lo mismo. A Antonio Mota y Nati por todos esos “ratitos” de charla distendida y risas. A Eli por mantenerme al día de todo y ser la mejor asesora en trámites burocráticos que conozco, y cómo no, a Antonio, con quién he compartido tantísimos buenos momentos, por dejarme tu hombro en los malos momentos y por tu amistad incondicional.*

*Y como podría olvidarme de todos aquellos que frecuentamos la posada “Sáez Árcija”: Joaquín, con su inmenso repertorio de chistes, aunque tú ya sabes cuál es nuestro preferido, Guada cuidando del ricitos, Juan con su obsesión por los anisakidos y el resto de “microfauna”, Inés con su sonrisa perenne, Clara y su mundo feliz, David con su increíble fabrica de dinero, Jesús y sus cosas . . . . ., con vosotros la diversión y las risas están aseguradas. Sin duda, nada sería lo mismo sin la organizadora de nuestra posada, la señorita Sáez Árcija, o quizás debería decir Señora de Arnáiz, ya sé que esto me va a suponer alguna que otra noche sin cenar y una mirada fulminante, pero no he podido resistirme Míriam, gracias a ti más de uno hemos mantenido en muy buena forma el /los michelín/es. Tú y Luisete poseéis unas cualidades humanas que sobrepasan en gran medida a las de la mayoría de las personas con las que me he cruzado, gracias por compartir conmigo un sinfín de momentos, si bien, tengo que recalcar esa característica innata del Campeón, ser un bebedor infatigable de cerveza y lo que no es cerveza, los solitarios y calurosos veranos granadinos se hacen muchos más llevaderos contigo, aunque al día siguiente uno se levante muy perjudicado, y por último, no podía faltar ese peculiar personaje, incorregible y obstinado, responsable de haberle robado tantas horas a Morfeo, con discusiones que se han alargado horas y horas, y más horas, todos vosotros habéis hecho estos años mucho más llevaderos.*

*No quiero dejar de dar las gracias a Nuria y Marisa, ya sé que últimamente os tengo muy abandonadas, pero siempre ocupáis un lugar destacado en mi pensamiento, gracias por estar ahí y por todo lo que hemos compartido, y los que nos queda por compartir.*

*A Isa y Paco, **“SI!!!, POR FIN HE TERMINADO LA TESIS”**, ya veis, he tardado pero al final la he acabado, gracias por estar a mi lado siempre que os he necesitado, ahora os toca a vosotros cumplir con vuestra PARTE, confiar en las leyes estadísticas, que de eso he aprendido un poco a lo largo de toda esta Tesis.*

*Por supuesto, quiero también agradecer a mi familia todas las muestras de cariño y el ánimo que me han dado durante todos estos años, y como podría olvidarme de la familia adoptiva, gracias por abrirme vuestros corazones y por vuestro cariño y afecto.*

*Y por último, a Inma las GRACIAS con mayúsculas, quién me iba a decir que esa chica de mejillas sonrosadas, y que llegaba tarde, iba a significar tanto, tú eres lo mejor de esta Tesis. Sin ti esto no tendría sentido, gracias por. . . . . todo lo que hemos compartido hasta ahora, y lo que queda por venir, por padecer mis momentos altos y bajos, mi ausencia cuando más necesitabas que estuviera a tu lado. Gracias, porque nunca habría llegado al final sin ti.*

*A mis Padres  
a quienes tanto debo*

*“Querer es una gran cosa (...),  
porque a la Voluntad suelen seguir la Acción y el Trabajo  
y el Trabajo va casi siempre acompañado del Éxito. (...)  
La voluntad abre las puertas del Éxito brillante y feliz;  
el trabajo franquea estas puertas y al fin de la jornada  
el Éxito llega a coronar los propios esfuerzos.”*

**Louis Pasteur (1822-1895).**





# Indice

---

<b>Agradecimientos</b>	<b>III</b>
<b>Antecedentes y Objetivos</b>	<b>XXXV</b>
<b>1. Introducción</b>	<b>1</b>
1.1. Fuentes de radiación . . . . .	1
1.2. Fuentes naturales de radiación . . . . .	4
1.2.1. Radiación Cósmica . . . . .	4
1.2.2. Radionucleidos cosmogénicos . . . . .	7
1.2.3. Radionucleidos primordiales . . . . .	8
Radionucleidos naturales sin relación genética . . . . .	8
Familias radiactivas naturales . . . . .	9
1.3. Fuentes artificiales de radiación . . . . .	16
1.3.1. Fuentes procedentes de procesos industriales . . . . .	17
1.3.2. Explosiones Nucleares . . . . .	19
1.3.3. Producción de energía . . . . .	23
1.3.4. Usos médicos de la radiación . . . . .	26
1.4. Radionucleidos presentes en las muestras ambientales . . . . .	27
1.4.1. Muestras de aire . . . . .	28
1.4.2. Muestras de agua . . . . .	29
<b>I Descripción de los materiales y equipos</b>	<b>35</b>
<b>2. Descripción de los Materiales y de los Equipos de Medida Empleados</b>	<b>37</b>
2.1. Introducción . . . . .	37

2.2. Dispositivos empleados en la toma de muestra . . . . .	38
2.2.1. Sistema de captación de aerosoles . . . . .	38
2.2.2. Toma de muestras del agua potable . . . . .	39
2.3. Portamuestras empleados en las medidas de las muestras . . . . .	39
2.3.1. Filtros para la retención de partículas de polvo atmosférico . . . . .	39
2.3.2. Láminas de plástico termorresistentes . . . . .	40
2.3.3. Planchetas estriadas . . . . .	40
2.3.4. Planchetas no estriadas . . . . .	40
2.3.5. Viales para la medida en el espectrómetro centelleo líquido . . . . .	40
2.4. Patrones de calibrado . . . . .	40
2.4.1. Disolución patrón de $^{241}\text{Am}$ . . . . .	40
2.4.2. Disolución patrón para espectrometría gamma . . . . .	41
2.4.3. Disolución patrón de $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	42
2.5. Equipos de medida . . . . .	42
2.5.1. Espectrómetro gamma multicanal . . . . .	42
Descripción del espectrómetro gamma . . . . .	45
2.5.2. Espectrómetro de centelleo líquido . . . . .	51
Espectrómetro de Centelleo Líquido <i>TRI-CARB 4640</i> . . . . .	56
Espectrómetro de Centelleo Líquido <i>TRI-CARB 1500</i> . . . . .	62
2.5.3. Contador proporcional de bajo fondo . . . . .	63
<b>3. Calibrado del contador proporcional Berthold LB 770-2/5</b> . . . . .	<b>69</b>
3.1. Introducción . . . . .	69
3.2. Estudio estadístico del contador Berthold LB 770-2/5 . . . . .	70
3.2.1. Comparación de las actividades medidas en los diez detectores . . . . .	70
3.2.2. Test de Rangos Múltiples . . . . .	72
3.3. Calibrado del contador proporcional Berthold LB 770-2/5 . . . . .	73
3.3.1. Obtención de las curvas características . . . . .	75
Curvas características alfa en el modo de medida secuencial . . . . .	75
Curvas características beta en el modo de medida secuencial . . . . .	76
Curvas características alfa y beta en el modo de medida simultáneo . . . . .	77
3.3.2. Obtención del Factor de Mérito . . . . .	79
Modo de medida secuencial en la ventana alfa . . . . .	81

Modo de medida secuencial en la ventana beta . . . . .	83
Modo de medida simultaneo . . . . .	85
3.3.3. Curvas de autoabsorción . . . . .	88
Curvas de autoabsorción alfa . . . . .	88
Curvas de autoabsorción beta . . . . .	92
3.4. Conclusiones . . . . .	95
<b>II Procedimientos de análisis</b>	<b>97</b>
<b>4. Medida de los Índices de Actividad Alfa total y Beta total</b>	<b>99</b>
4.1. Introducción . . . . .	99
4.1.1. Calibrado en eficiencia . . . . .	101
Calibrado en eficiencias para las muestras de aerosoles . . . . .	102
Calibrado en eficiencias para las muestras de agua . . . . .	104
4.2. Preparación y medida de los blancos . . . . .	105
4.2.1. Blancos de las muestras de aerosoles . . . . .	106
4.2.2. Blancos de las muestras de agua potable . . . . .	106
4.3. Determinación de la fiabilidad estadística . . . . .	107
4.3.1. Prueba estadística chi-cuadrado de Pearson . . . . .	107
4.3.2. Gráficos de Control de Shewhart . . . . .	111
4.4. Cálculo y expresión de los resultados . . . . .	116
4.4.1. Expresiones empleadas en el cálculo del Índice de actividad alfa total . . . . .	121
Cálculo del índice de actividad alfa total . . . . .	121
Cálculo del error asociado a la medida del índice de actividad alfa total . . . . .	121
Cálculo del límite de detección del índice de actividad alfa total . . . . .	122
4.4.2. Expresiones empleadas en el cálculo del Índice de actividad beta total . . . . .	123
Cálculo del índice de actividad beta total . . . . .	123
Cálculo del error asociado a la medida del índice de actividad beta total . . . . .	124
Cálculo del límite de detección del índice de actividad beta total . . . . .	125
4.5. Conclusiones . . . . .	125
<b>5. Medida del índice de actividad beta resto</b>	<b>127</b>
5.1. Introducción . . . . .	127

5.2. Determinación de la concentración de potasio . . . . .	129
5.3. Obtención de las curvas de autoabsorción del $^{40}\text{K}$ . . . . .	129
5.3.1. Cálculo del factor de conversión de mg de K a dps . . . . .	131
5.3.2. Cálculo del factor de autoabsorción del $^{40}\text{K}$ . . . . .	133
5.4. Preparación y medida de los blancos . . . . .	137
5.5. Cálculo del índice de actividad beta resto . . . . .	138
5.5.1. Determinación del índice de actividad beta resto . . . . .	138
5.5.2. Cálculo del error asociado a la medida del índice de actividad beta resto . . . . .	139
5.5.3. Cálculo del límite de detección del índice de actividad beta resto . . . . .	140
5.6. Conclusiones . . . . .	141
<b>6. Medida de la Actividad del <math>^{90}\text{Sr}</math></b>	<b>143</b>
6.1. Introducción . . . . .	143
6.2. Métodos de separación radioquímica del estroncio . . . . .	146
6.2.1. Método de separación por intercambio iónico . . . . .	146
Procedimiento . . . . .	147
6.2.2. Método de separación por precipitación . . . . .	151
Procedimiento . . . . .	151
6.3. Preparación y medida de los blancos . . . . .	157
6.3.1. Blancos de las muestras de aerosoles . . . . .	157
6.3.2. Blancos de las muestras de agua potable . . . . .	157
6.4. Determinación de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	158
6.4.1. Cálculo de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	158
6.4.2. Cálculo del error asociado a la medida de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	159
6.4.3. Cálculo del límite de detección de la medida del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	160
6.5. Estudio de las analogías y diferencias en la medida del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	161
6.5.1. Calibrado de los espectrómetros de centelleo líquido . . . . .	161
Determinación de la ventana de medida . . . . .	161
Calibrado en eficiencias . . . . .	163
6.5.2. Calibrado del contador proporcional . . . . .	167
6.5.3. Contraste de la medida del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	168
Contraste de los resultados obtenidos en la medida del $^{90}\text{Sr}$ cuando se emplean los dos espectrómetros de centelleo líquido . . . . .	170

---

Contraste de los resultados obtenidos en la medida del $^{90}\text{Sr}$ cuando se emplea un contador proporcional de bajo fondo frente a los obtenidos mediante los dos espectrómetros de centelleo líquido . . . .	172
6.6. Conclusiones . . . . .	174
<b>III Discusión de los Resultados</b>	<b>175</b>
<b>7. Estudio estadístico de los resultados</b>	<b>177</b>
7.1. Introducción . . . . .	177
7.2. Muestras de aerosoles . . . . .	178
7.2.1. Estudio de la variabilidad de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles . . . . .	178
Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad alfa total en las muestras de aerosoles . . . . .	178
Diagramas de cajas y bigotes de la actividad alfa total de todas las muestras de aerosoles . . . . .	188
Agrupación mensual de los valores de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles . . . . .	189
Agrupación estacional de los valores de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles . . . . .	194
Variación anual de los valores de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles . . . . .	200
7.2.2. Estudio de la variabilidad de la actividad beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	202
Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	205
Diagramas de cajas y bigotes de la actividad beta total de todas las muestras de aerosoles . . . . .	208
Agrupación mensual de los valores de la actividad beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	208
Agrupación estacional de los valores de la actividad beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	212
Variación anual de los valores de la actividad beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	218
7.2.3. Estudio de la correlación entre el peso de aerosoles depositado y la actividad alfa total y beta total . . . . .	220

7.2.4.	Estudio de la correlación entre la actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	223
7.2.5.	Relación de la actividad alfa total y beta total con los radionucleidos emisores gamma presentes en las muestras de aerosoles . . . . .	227
7.2.6.	Estudio de la variabilidad de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ en las muestras de aerosoles . . . . .	229
7.2.7.	Estudio de la correlación entre la actividad del $^{90}\text{Sr}$ y los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	237
7.3.	Muestras de agua potable . . . . .	238
7.3.1.	Estudio de la variabilidad de la actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	242
	Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	242
7.3.2.	Estudio de la variabilidad de la actividad beta total en las muestras de agua potable . . . . .	250
	Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad beta total en las muestras de agua potable . . . . .	250
7.3.3.	Estudio de la variabilidad de la actividad beta resto en las muestras de agua potable . . . . .	258
	Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad beta resto en las muestras de agua potable . . . . .	258
7.3.4.	Influencia del pH y la conductividad en la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable . . . . .	265
7.3.5.	Estudio de la variabilidad de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ en las muestras de agua potable . . . . .	267
7.4.	Conclusiones . . . . .	268
<b>8.</b>	<b>Influencia de las variables meteorológicas</b>	<b>271</b>
8.1.	Introducción . . . . .	271
8.2.	Muestras de Aerosoles . . . . .	276
8.2.1.	Influencia de la temperatura en los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	276
8.2.2.	Influencia de la presión atmosférica en los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	284
8.2.3.	Influencia de la humedad relativa en los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	291

---

8.2.4. Influencia de las precipitaciones en los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	295
8.2.5. Influencia de la ausencia de precipitaciones sobre los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	297
8.2.6. Influencia de la insolación en los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	299
8.2.7. Influencia de la velocidad y dirección del viento en los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	302
8.2.8. Influencia de las variables meteorológicas en la actividad del <sup>90</sup> Sr . . . . .	321
8.2.9. Estimación del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos .	322
8.2.10. Relación de los índices de actividad con los contaminantes atmosféricos .	328
8.3. Muestras de agua potable . . . . .	331
8.3.1. Influencia de las variables meteorológicas en los índices de actividad determinados en las muestras de agua potable . . . . .	332
8.4. Conclusiones . . . . .	332
<b>9. Modelos de predicción</b>	<b>335</b>
9.1. Introducción . . . . .	335
9.2. Análisis de regresión lineal múltiple (ARL) . . . . .	337
9.2.1. Modelos ARL para el índice de actividad alfa total . . . . .	339
Modelos ARL para el índice de actividad alfa total de todas las muestras .	340
Modelos ARL para el índice de actividad alfa total registrado en la estación de invierno . . . . .	349
Modelos ARL para el índice de actividad alfa total registrado en la estación de primavera . . . . .	353
Modelos ARL para el índice de actividad alfa total registrado en la estación de verano . . . . .	357
Modelos ARL para el índice de actividad alfa total registrado en la estación de otoño . . . . .	361
9.2.2. Validación de los modelos ARL obtenidos para el índice de actividad alfa total . . . . .	367
9.2.3. Modelos ARL para el índice de actividad beta total . . . . .	371
Modelos ARL para el índice de actividad beta total de todas las muestras	371
Modelos ARL para el índice de actividad beta total registrado en la estación de invierno . . . . .	376

Modelos ARL para el índice de actividad beta total registrado en la estación de primavera . . . . .	381
Modelos ARL para el índice de actividad beta total registrado en la estación de verano . . . . .	385
Modelos ARL para el índice de actividad beta total registrado en la estación de otoño . . . . .	388
9.3. Análisis de series temporales . . . . .	393
9.3.1. Estudio de la tendencia de los índices de actividad . . . . .	394
9.3.2. Análisis espectral . . . . .	396
9.4. Modelos ARIMA . . . . .	400
9.4.1. Modelos autorregresivos AR (p) . . . . .	402
9.4.2. Modelos de medias móviles MA (q) . . . . .	403
9.4.3. Modelos ARMA (p,q) . . . . .	404
9.4.4. Modelos integrados . . . . .	405
9.4.5. Identificación del modelo . . . . .	406
9.4.6. Estimación de los parámetros del modelo . . . . .	409
9.4.7. Diagnósis del modelo . . . . .	410
Contraste de media marginal igual a cero . . . . .	410
Contraste de homocedasticidad . . . . .	411
Contraste de normalidad . . . . .	411
9.4.8. Validación del modelo . . . . .	411
9.5. Aplicación de la metodología ARIMA al índice de actividad alfa total . . . . .	412
9.5.1. Diagnósis del modelo ARIMA del índice de actividad alfa total . . . . .	415
Contraste de que la media marginal es igual a cero . . . . .	415
Contraste de la normalidad de los residuos . . . . .	418
Contraste de la homocedasticidad de los residuos . . . . .	420
9.5.2. Validación del modelo ARIMA del índice de actividad alfa total . . . . .	420
9.6. Aplicación de la metodología ARIMA al índice de actividad beta total . . . . .	421
9.6.1. Diagnósis del modelo ARIMA del índice de actividad beta total . . . . .	424
Contraste de que la media marginal es igual a cero . . . . .	424
Contraste de la normalidad de los residuos . . . . .	427
Contraste de la homocedasticidad de los residuos . . . . .	429
9.6.2. Validación del modelo ARIMA del índice de actividad beta total . . . . .	429



9.7. Conclusiones . . . . .	431
<b>IV Conclusiones Finales</b>	<b>433</b>
<b>Conclusiones</b>	<b>435</b>
<b>V Bibliografía</b>	<b>439</b>
<b>Anexos</b>	<b>453</b>
<b>Anexo I</b>	<b>455</b>



# Índice de figuras

---

1.1. Distribución de la dosis promedio atendiendo a las distintas fuentes de exposición . . . . .	3
1.2. Dosis individual promedio recibida por la población . . . . .	3
1.3. Familia Radiactiva del $^{237}\text{Np}$ ( $4\cdot n+1$ ) . . . . .	12
1.4. Familia Radiactiva del $^{238}\text{U}$ ( $4\cdot n+2$ ) . . . . .	13
1.5. Familia Radiactiva del $^{235}\text{U}$ ( $4\cdot n+3$ ) . . . . .	14
1.6. Familia Radiactiva del $^{232}\text{Th}$ ( $4\cdot n$ ) . . . . .	15
1.7. Red de estaciones de muestreo: Red Densa y Red Espaciada . . . . .	25
2.1. Sistema de captación de aerosoles . . . . .	39
2.2. Configuración del detector gamma . . . . .	45
2.3. Esquema del cristal de Ge . . . . .	46
2.4. Blindaje del detector de Germanio . . . . .	48
2.5. Diagrama de la cadena de espectrometría gamma . . . . .	50
2.6. Niveles energéticos de una sustancia centelleadora . . . . .	52
2.7. Degradación de un espectro beta debido al “ <i>quenching</i> ” . . . . .	54
2.8. Espectrómetro de centelleo líquido TRI-CARB 4640 . . . . .	57
2.9. Diagrama de bloques de un espectrómetro de centelleo líquido . . . . .	58
2.10. Disposición de los fotomultiplicadores en el sistema de detección . . . . .	59
2.11. Bandejas portamuestras . . . . .	60
2.12. Espectrómetro de centelleo líquido TRI-CARB 1500 . . . . .	63
2.13. Contador proporcional $\alpha/\beta$ , BERTHOLD LB-770-2/5 . . . . .	65
2.14. Diagrama de bloques del contador proporcional . . . . .	65
2.15. Cuerpo del detector . . . . .	66

3.1. Curvas características alfa en el modo de medida secuencial . . . . .	76
3.2. Curvas características beta en el modo de medida secuencial . . . . .	77
3.3. Curvas características alfa en el modo de medida simultaneo . . . . .	78
3.4. Curvas características beta en el modo de medida simultaneo . . . . .	78
3.5. Variación del Spillover con la tensión aplicada . . . . .	79
3.6. Curvas del Factor de Mérito en el modo de medida secuencial alfa . . . . .	81
3.7. Curvas del Factor de Mérito en el modo de medida secuencial beta . . . . .	84
3.8. Curvas del Factor de Mérito en el modo de medida simultaneo alfa . . . . .	85
3.9. Curvas del Factor de Mérito en el modo de medida simultaneo beta . . . . .	87
3.10. Curvas de autoabsorción alfa del detector 1 . . . . .	90
3.11. Curvas de autoabsorción alfa obtenidas a partir de la redisolución de las planchetas . . . . .	91
3.12. Curvas de autoabsorción beta de los detectores 1 y 2 . . . . .	94
3.13. Disposición de la entrada y salida del gas PR-10 en el sistema de detección . . .	96
4.1. Evolución del fondo del equipo desde el 01 · 04 · 2001 hasta el 08 · 06 · 2005 . . . . .	114
4.2. Gráficos de control de Shewhart del detector 3 . . . . .	115
5.1. Esquema de desintegración del $^{40}\text{K}$ . . . . .	128
5.2. Curvas de autoabsorción beta resto de los detectores 1, 2 y 3 . . . . .	134
5.3. Curvas de autoabsorción beta resto de los detectores 4, 5 y 6 . . . . .	135
5.4. Curvas de autoabsorción beta resto de los detectores 7, 8, 9 y 10 . . . . .	136
6.1. Esquema de desintegración del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	144
6.2. Separación del $^{90}\text{Sr}$ mediante el procedimiento de intercambio iónico . . . . .	149
6.3. Separación del $^{90}\text{Sr}$ mediante el procedimiento de intercambio iónico (continua- ción) . . . . .	150
6.4. Separación del $^{90}\text{Sr}$ mediante el procedimiento de precipitación . . . . .	155
6.5. Separación del $^{90}\text{Sr}$ mediante el procedimiento de precipitación (continuación) .	156
6.6. Factor de mérito obtenido para el discriminador inferior en el TRI-CARB 1500 .	162
6.7. Factor de mérito obtenido para el discriminador superior en el TRI-CARB 1500 .	163
6.8. Espectro Compton transformado . . . . .	165
6.9. Curva de eficiencia del espectrómetro de centelleo líquido TRI-CARB 4640 . . . .	166
6.10. Curva de eficiencia del espectrómetro de centelleo líquido TRI-CARB 1500 . . . .	167

---

6.11. Comparación de la actividad específica medida en los dos espectrómetros de centelleo . . . . .	171
6.12. Comparación de la actividad específica medida en el contador proporcional y en el espectrómetro TRI-CARB 4640 . . . . .	172
6.13. Comparación de la actividad específica medida en el contador proporcional y en el espectrómetro TRI-CARB 1500 . . . . .	173
7.1. Variación de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles de los años 2000 y 2001 . . . . .	179
7.2. Variación de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles en los años 2002 y 2003 . . . . .	180
7.3. Variación de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles del año 2004 . . . . .	181
7.4. Histograma de frecuencias de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles . . . . .	183
7.5. Gráfico PP-Normal de la actividad alfa total . . . . .	184
7.6. Histograma de frecuencias del $Ln A_\alpha$ . . . . .	186
7.7. Gráfico PP-Normal del $Ln A_\alpha$ . . . . .	187
7.8. Variación de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles durante el período de muestreo 2000 – 2004 . . . . .	190
7.9. Valores promedio mensuales de la actividad alfa total . . . . .	191
7.10. Diagrama de cajas de la actividad alfa total agrupada por meses . . . . .	192
7.11. Diagrama de cajas de la actividad alfa total agrupada por estaciones . . . . .	197
7.12. Histograma de la actividad alfa total agrupada por estaciones . . . . .	198
7.13. Diagrama de cajas de la actividad alfa total agrupada por años . . . . .	201
7.14. Variación de la actividad beta total en las muestras de aerosoles en los años 2000 y 2001 . . . . .	203
7.15. Variación de la actividad beta total en las muestras de aerosoles en los años 2002 y 2003 . . . . .	204
7.16. Variación de la actividad beta total en las muestras de aerosoles en el año 2004 . . . . .	205
7.17. Histograma de frecuencias y gráfico PP-Normal de la actividad beta total . . . . .	207
7.18. Variación de la actividad beta total en las muestras de aerosoles durante el período 2000 – 2004 . . . . .	209
7.19. Variación de la actividad beta total mensual . . . . .	210
7.20. Diagrama de cajas y bigotes de la actividad beta total agrupada por meses . . . . .	211
7.21. Diagrama de cajas de la actividad beta total agrupada por estaciones . . . . .	215
7.22. Histogramas de la actividad beta total agrupada por estaciones . . . . .	217

7.23. Diagrama de cajas de la actividad beta total agrupada por años . . . . .	219
7.24. Relación entre la actividad alfa total y beta total agrupada por meses . . . . .	225
7.25. Relación entre la actividad alfa total y beta total agrupada por estaciones . . . . .	226
7.26. Variación de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ a lo largo del período de muestreo . . . . .	231
7.27. Aporte de polvo desde el desierto del Sahara a la Península Ibérica . . . . .	232
7.28. Niveles de PM10 registrados a lo largo del período 2000-2004 . . . . .	234
7.29. Niveles de PM10 registrados durante el período de muestreo de los 261 filtros . . . . .	234
7.30. Valores medios trimestrales de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	236
7.31. Valores medios anuales de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	236
7.32. Embalses de Quéntar y Canales . . . . .	239
7.33. Valores mensuales de la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable, en los años 2000 y 2001 . . . . .	240
7.34. Valores mensuales de la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable, en los años 2000 y 2001 . . . . .	241
7.35. Valores mensuales de la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable del año 2004 . . . . .	241
7.36. Histograma de la actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	243
7.37. Gráfico pp-normal de la actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	243
7.38. Diagrama de cajas de la agrupación mensual de los valores de la actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	245
7.39. Histograma de frecuencias de la agrupación estacional de los valores de la actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	247
7.40. Diagrama de cajas de la agrupación estacional de los valores de la actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	248
7.41. Histograma de la actividad beta total en las muestras de agua potable . . . . .	251
7.42. Gráfico PP-normal de la actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	251
7.43. Diagrama de cajas de la agrupación mensual de los valores de la actividad beta total en las muestras de agua potable . . . . .	253
7.44. Histograma de frecuencias de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta total en las muestras de agua potable . . . . .	255
7.45. Diagrama de cajas de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta total en las muestras de agua potable . . . . .	256
7.46. Histograma de frecuencias de la actividad beta resto en las muestras de agua potable . . . . .	259

---

7.47. Gráfico pp-normal de la actividad beta resto en las muestras de agua potable . . .	259
7.48. Diagrama de cajas de la agrupación mensual de los valores de la actividad beta resto en las muestras de agua potable . . . . .	261
7.49. Histograma de frecuencias de la agrupación estacional de los valores de la acti- vidad beta resto en las muestras de agua potable . . . . .	263
7.50. Diagrama de cajas de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta resto en las muestras de agua potable . . . . .	264
7.51. Actividad del $^{90}\text{Sr}$ en las muestras de agua potable . . . . .	268
8.1. Diagrama de las células de convección . . . . .	274
8.2. Valores de la temperatura media, del índice de actividad alfa total y del índice de actividad beta total en cada una de las muestras de aerosoles . . . . .	276
8.3. Valores medios mensuales de la temperatura media, máxima y mínima y de los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	278
8.4. Valores de la presión media, del índice de actividad alfa total y del índice de actividad beta total en cada una de las muestras de aerosoles . . . . .	285
8.5. Valores de la presión mínima, máxima y media, y de los índices de actividad alfa total y beta total agrupados por meses . . . . .	287
8.6. Valores de la humedad relativa, del índice de actividad alfa total y del índice de actividad beta total en cada una de las muestras de aerosoles . . . . .	291
8.7. Valores de la humedad relativa y de los índices de actividad alfa total y beta total agrupados por meses . . . . .	293
8.8. Valores de las precipitaciones, del índice de actividad alfa total y del índice de actividad beta total agrupado por meses . . . . .	295
8.9. Relación entre los días sin lluvia y los valores de los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	297
8.10. Relación entre las horas de sol acumuladas durante el período de muestreo y los valores de los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	300
8.11. Relación del tanto por ciento de la máxima insolación teórica registrada con los valores de los índices de actividad alfa total y beta total medidos . . . . .	300
8.12. Direcciones predominantes del viento durante el período de muestreo . . . . .	303
8.13. Valores del índice de actividad alfa total en función de la dirección del viento . .	306
8.14. Valores del índice de actividad beta total en función de la dirección del viento . .	307
8.15. Índice de actividad alfa total medido en la estación de invierno . . . . .	315
8.16. Índice de actividad beta total medido en la estación de invierno . . . . .	316

8.17. Índice de actividad alfa total medido en la estación de primavera . . . . .	316
8.18. Índice de actividad beta total medido en la estación de primavera . . . . .	317
8.19. Índice de actividad alfa total medido en la estación de verano . . . . .	317
8.20. Índice de actividad beta total medido en la estación de verano . . . . .	318
8.21. Índice de actividad alfa total medido en la estación de otoño . . . . .	318
8.22. Índice de actividad beta total medido en la estación de otoño . . . . .	319
8.23. Tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos . . . . .	324
8.24. Variación mensual del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos	325
9.1. Valores de la actividad alfa calculados y valores reales . . . . .	346
9.2. Representación de los valores de la actividad alfa determinados mediante el mo- delo de predicción de la estación de invierno y de los valores reales medidos . . .	352
9.3. Valores de la actividad alfa total determinados mediante el modelo de predicción de la estación de primavera y valores reales . . . . .	357
9.4. Valores de la actividad alfa determinados mediante el modelo de predicción de la estación de verano y valores reales . . . . .	362
9.5. Valores de la actividad alfa determinados mediante el modelo de predicción de la estación de verano y valores reales . . . . .	366
9.6. Valores de la actividad beta calculados y valores reales . . . . .	375
9.7. Valores de la actividad beta determinados mediante el modelo de predicción de la estación de invierno y valores reales medidos . . . . .	380
9.8. Valores de la actividad beta determinados mediante el modelo de predicción de la estación de primavera y valores reales medidos . . . . .	384
9.9. Valores de la actividad beta determinados mediante el modelo de predicción de la estación de verano y valores reales medidos . . . . .	387
9.10. Valores de la actividad beta determinados mediante el modelo de predicción de la estación de otoño y valores reales medidos . . . . .	392
9.11. Variación del índice de actividad alfa total a lo largo del período de muestreo . .	395
9.12. Variación del índice de actividad beta total a lo largo del período de muestreo . .	395
9.13. Periodograma obtenido para el índice de actividad alfa total . . . . .	399
9.14. Periodograma obtenido para el índice de actividad beta total . . . . .	399
9.15. Periodograma obtenido para la serie temporal diferenciada del índice de activi- dad alfa total . . . . .	413
9.16. Correlograma de la FACS de la serie índice de actividad alfa total . . . . .	413
9.17. Correlograma de la FACP de la serie índice de actividad alfa total . . . . .	414



---

9.18. Correlograma de la FACS para los residuos del modelo $ARIMA (1,0,2)(3,1,1)_{26}$ . . . . .	415
9.19. Correlograma de la FACP para los residuos del modelo $ARIMA (1,0,2)(3,1,1)_{26}$ . . . . .	416
9.20. Periodograma de los residuos del modelo $ARIMA (1,0,2)(3,1,1)_{26}$ . . . . .	418
9.21. Histograma de los residuos del modelo alfa $ARIMA (1,0,2)(3,1,1)_{26}$ . . . . .	419
9.22. Gráfico PP-Normal de los residuos del modelo alfa $ARIMA (1,0,2)(3,1,1)_{26}$ . . . . .	419
9.23. Residuos del modelo alfa $ARIMA (1,0,2)(3,1,1)_{26}$ . . . . .	420
9.24. Correlograma de la FACS de la serie índice de actividad beta total . . . . .	422
9.25. Correlograma de la FACP de la serie índice de actividad beta total . . . . .	423
9.26. Correlograma de la FACS para los residuos del modelo $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$ . . . . .	425
9.27. Correlograma de la FACP para los residuos del modelo $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$ . . . . .	425
9.28. Periodograma de los residuos del modelo $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$ . . . . .	427
9.29. Histograma de los residuos del modelo beta $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$ . . . . .	428
9.30. Gráfico PP-Normal de los residuos del modelo beta $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$ . . . . .	428
9.31. Residuos del modelo alfa $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$ . . . . .	429



# Índice de tablas

---

1.1. Dosis promedio anuales originadas por las fuentes naturales de radiación . . . . .	2
1.2. Abundancia relativa de los elementos que componen la radiación cósmica primaria . . . . .	5
1.3. Radionucleidos cosmogénicos . . . . .	8
1.4. Radionucleidos primordiales . . . . .	9
1.5. Familias radiactivas . . . . .	10
1.6. Concentraciones de radionucleidos naturales en las materias primas, los productos y los residuos de distintas actividades industriales . . . . .	18
1.7. Vertido de radionucleidos naturales a la atmósfera . . . . .	20
1.8. Vertido de radionucleidos naturales al agua . . . . .	21
1.9. Radionucleidos presentes en las muestras de aerosoles . . . . .	29
1.10. Contenido medio de radionucleidos en las rocas . . . . .	31
2.1. Características de los radionucleidos que constituyen el cóctel gamma . . . . .	41
2.2. Interacción de la radiación gamma . . . . .	43
3.1. Actividades medidas de las diez planchetas patrón en los diez detectores . . . . .	71
3.2. Resultados del test de rangos múltiples . . . . .	73
3.3. Características de los radionucleidos de la fuente patrón beta . . . . .	75
3.4. Actividad de las planchetas del patrón alfa . . . . .	80
3.5. Actividad de las planchetas del patrón beta . . . . .	81
3.6. Factor de Mérito en el modo de medida secuencial alfa . . . . .	83
3.7. Factor de Mérito en el modo de medida secuencial beta . . . . .	84
3.8. Factor de Mérito en el modo de medida simultaneo alfa . . . . .	86
3.9. Factor de Mérito en el modo de medida simultaneo beta . . . . .	87

3.10. Características de las planchetas empleadas en la obtención de las curvas de autoabsorción alfa . . . . .	89
3.11. Curvas de autoabsorción alfa . . . . .	92
3.12. Características de las planchetas empleadas en la obtención de las curvas de autoabsorción beta . . . . .	93
3.13. Curvas de autoabsorción beta . . . . .	95
4.1. Actividad añadida a las planchetas del patrón alfa para la geometría de las muestras de aerosoles . . . . .	103
4.2. Actividad añadida a las planchetas del patrón beta para la geometría de las muestras de aerosoles . . . . .	103
4.3. Eficiencia de conteo alfa y beta para las muestras de aerosoles . . . . .	104
4.4. Eficiencia de conteo en las muestras de agua . . . . .	105
4.5. Valor del blanco de las muestras de aerosoles en los diez detectores . . . . .	106
4.6. Valor del blanco de las muestras de agua potable . . . . .	107
4.7. Fiabilidad estadística del contador proporcional . . . . .	110
4.8. Valores del fondo para la ventana alfa y beta . . . . .	110
4.9. Valores de $K$ en función del intervalo de confianza . . . . .	120
5.1. Planchetas patrón empleadas en la obtención de las curvas de autoabsorción beta resto . . . . .	131
5.2. Curvas de autoabsorción beta resto . . . . .	137
6.1. Valores de los blancos del $^{90}\text{Sr}$ para las muestras de aerosoles y agua . . . . .	158
6.2. Características de los viales patrón de $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$ . . . . .	166
6.3. Parámetros de las ecuaciones que relacionan la eficiencia con la extinción de la muestra . . . . .	167
6.4. Características de los matraces patrón de $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$ . . . . .	168
6.5. Actividades adicionadas a los viales y a las planchetas . . . . .	169
6.6. Resultados del contraste de la actividad específica entre el valor teórico y los medidos . . . . .	170
6.7. Contraste de la actividad específica medida mediante los tres equipos . . . . .	173
7.1. Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total en las muestras de aerosoles . . . . .	181

---

7.2. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad alfa total . . . . .	185
7.3. Resumen mensual de la actividad alfa total registrada desde el 1 enero de 2000 hasta el 31 de diciembre de 2004 . . . . .	191
7.4. Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad alfa total agrupada por meses . . . . .	193
7.5. Resultados del test de rangos múltiples para la actividad alfa total en las muestras de aerosoles . . . . .	195
7.6. Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total agrupado por estaciones . . . . .	196
7.7. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad alfa total agrupados por estaciones	197
7.8. Resultados del test de Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad alfa total agrupada por estaciones . . . . .	200
7.9. Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total agrupados por años . .	201
7.10. Resultados del test de Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad alfa total agrupada por años . . . . .	202
7.11. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total en las muestras de aerosoles . . . . .	206
7.12. Test de Kolmogorov-Smirnov para contrastar la distribución de la actividad beta total frente a distintas distribuciones teóricas . . . . .	206
7.13. Resumen mensual de la actividad beta total registrada en el período 2000-2004 .	210
7.14. Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad beta total agrupada por meses . . . . .	212
7.15. Resultados del test de rangos múltiples para la actividad beta total en aerosoles	213
7.16. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total agrupado por estaciones . . . . .	214
7.17. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para distintas distribuciones de los datos de la actividad beta total agrupados por estaciones . . . . .	216
7.18. Resultados del test de Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad beta total agrupada por estaciones . . . . .	218
7.19. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total agrupado por años . .	219
7.20. Resultados del test Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad beta total agrupada por años . . . . .	220

7.21. Resultados obtenidos del coeficiente de correlación por rangos de Spearman entre el peso de aerosoles depositado y los valores de la actividad alfa total y beta total determinados . . . . .	221
7.22. Resultados obtenidos del coeficiente de correlación de Pearson entre el peso de aerosoles depositado y los valores de la actividad beta total y el logaritmo neperiano de la actividad alfa total . . . . .	223
7.23. Test de Kolmogorov-Smirnov para contrastar la distribución a la que se ajustan los datos de la actividad alfa total y beta total agrupados por meses . . . . .	224
7.24. Estadísticos descriptivos de los radionucleidos emisores gamma detectados en las muestras de aerosoles . . . . .	227
7.25. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para las distribuciones de las actividades del $^7\text{Be}$ , $^{40}\text{K}$ , $^{210}\text{Pb}$ y $^{214}\text{Bi}$ . . . . .	228
7.26. Resultados obtenidos del coeficiente de correlación de Pearson entre la actividad alfa total, beta total y los radionucleidos emisores gamma . . . . .	229
7.27. Valores medidos de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ en las muestras de aerosoles . . . . .	230
7.28. Test de Kolmogorov-Smirnov para contrastar la distribución a la que se ajustan los datos de la actividad del $^{90}\text{Sr}$ . . . . .	237
7.29. Resultados de los coeficientes de correlación entre la actividad del $^{90}\text{Sr}$ y los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	237
7.30. Fuentes empleadas en el abastecimiento de la ciudad de Granada . . . . .	239
7.31. Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	242
7.32. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que se ajustan los datos de la actividad alfa total en las muestras de agua potable . . . . .	244
7.33. Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad alfa total agrupada por meses . . . . .	245
7.34. Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total agrupado por estaciones . . . . .	246
7.35. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad alfa total agrupados por estaciones . . . . .	247
7.36. Resultados de la prueba T para la actividad alfa total agrupada por estaciones . . . . .	249
7.37. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total en las muestras de agua potable . . . . .	250

---

7.38. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad beta total en las muestras de agua potable . . . . .	252
7.39. Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad beta total agrupada por meses . . . . .	254
7.40. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total agrupado por estaciones . . . . .	255
7.41. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad beta total agrupados por estaciones . . . . .	257
7.42. Resultados del test de Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad beta agrupada por estaciones . . . . .	257
7.43. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta resto en las muestras de agua potable . . . . .	258
7.44. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad beta resto en las muestras de agua potable . . . . .	260
7.45. Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad beta resto agrupada por meses . . . . .	262
7.46. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta resto agrupado por estaciones . . . . .	263
7.47. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad beta resto agrupados por estaciones . . . . .	265
7.48. Resultados del test de Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad beta agrupada por estaciones . . . . .	265
7.49. Resultados del coeficiente de correlación por rangos de Kendall para los índices de actividad alfa total, beta total, beta resto, pH y conductividad, en las muestras de agua potable . . . . .	266
7.50. Resultados del coeficiente de correlación por <i>rangos de Spearman</i> para los índices de actividad alfa total, beta total, beta resto, pH y conductividad, en las muestras de agua potable . . . . .	266
8.1. Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad alfa total y beta total considerando todas las muestras . . . . .	277
8.2. Valores medios mensuales de la temperatura . . . . .	277

---

8.3. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para las distribuciones normal y log-normal de los datos de la actividad alfa total y beta total agrupados por meses . . . . .	279
8.4. Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad alfa total agrupada por meses . . . . .	281
8.5. Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad beta total agrupada por meses . . . . .	282
8.6. Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad alfa total agrupada por estaciones . . . . .	283
8.7. Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad beta total agrupada por estaciones . . . . .	284
8.8. Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad alfa total y beta total considerando todas las muestras . . . . .	286
8.9. Valores mensuales de la presión . . . . .	286
8.10. Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad alfa total agrupada por meses . . . . .	288
8.11. Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad beta total agrupada por meses . . . . .	289
8.12. Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad alfa total agrupada por estaciones . . . . .	290
8.13. Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad beta total agrupada por estaciones . . . . .	290
8.14. Estudio de la correlación entre la humedad relativa y la actividad alfa total y beta total considerando todas las muestras . . . . .	292
8.15. Valores mensuales de la humedad relativa . . . . .	292
8.16. Estudio de la correlación entre la humedad relativa y la actividad alfa total y beta total agrupada por meses . . . . .	294
8.17. Estudio de la correlación entre la humedad relativa y la actividad alfa total y beta total agrupada por estaciones . . . . .	294
8.18. Estudio de la correlación entre las precipitaciones y la actividad alfa total y beta total, agrupando las muestras por meses . . . . .	296
8.19. Estudio de la correlación entre las precipitaciones y la actividad alfa total y beta total agrupada por estaciones . . . . .	296
8.20. Estudio de la correlación entre la ausencia de precipitaciones y los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	297
8.21. Número de días sin lluvia en cada mes . . . . .	298



8.22. Estudio de la correlación entre la ausencia de precipitaciones y la actividad alfa total y beta total agrupada por estaciones . . . . .	298
8.23. Estudio de la correlación entre la insolación y la actividad alfa total y beta total	299
8.24. Estudio de la correlación entre el tanto por ciento de la máxima insolación teórica y la actividad alfa total y beta total . . . . .	299
8.25. Estudio de la correlación entre las horas de insolación, el tanto por ciento de la máxima insolación teórica y los índices de actividad . . . . .	301
8.26. Grados de fuerza del viento en la escala Beaufort . . . . .	303
8.27. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad . . . . .	304
8.27. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad (Continuación)	305
8.28. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de invierno . . . . .	308
8.28. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de invierno (Continuación) . . . . .	309
8.29. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de primavera . . . . .	309
8.29. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de primavera (Continuación) . . . . .	310
8.30. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de verano . . . . .	311
8.30. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de verano (Continuación) . . . . .	312
8.31. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de otoño . . . . .	312
8.31. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de otoño (Continuación) . . . . .	313
8.32. Estudio de la correlación entre la dirección y la velocidad del viento con los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	319
8.33. Estudio de la correlación entre la dirección del viento, la velocidad del viento y los índices de actividad agrupados por estaciones . . . . .	320
8.34. Estudio de la correlación entre la actividad del <sup>90</sup> Sr y las variables meteorológicas . . . . .	321
8.35. Valores medios mensuales del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos . . . . .	325
8.36. Valores medios estacionales del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos . . . . .	326

8.37. Tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos medidos por otros investigadores . . . . .	327
8.38. Estadísticos descriptivos de los contaminantes atmosféricos . . . . .	329
8.39. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para las concentraciones de los contaminantes atmosféricos . . . . .	329
8.40. Estudio de la correlación entre los contaminantes atmosféricos . . . . .	330
8.41. Estudio de la correlación entre los contaminantes atmosféricos y los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	331
8.42. Estudio de la correlación entre las variables meteorológicas y los índices de actividad determinados en las muestras de agua potable . . . . .	332
9.1. Coeficientes de correlación de Pearson y Spearman entre las variables meteorológicas y los índices de actividad alfa total y beta total . . . . .	339
9.2. Test de significación del factor de efectos fijos ausencia de lluvias . . . . .	340
9.3. Test de significación del factor de efectos aleatorios dirección del viento . . . . .	340
9.4. ANOVA del modelo de predicción basado en el factor de efectos fijos ausencia de lluvias y el factor de efectos aleatorios dirección del viento . . . . .	341
9.5. ANOVA de los distintos modelo de predicción . . . . .	343
9.6. Test de significación de las variables exógenas incluidas en los modelos de predicción . . . . .	344
9.7. Valores medios de las variables meteorológicas empleadas en la obtención del modelo de predicción y las registradas en el año 2005 . . . . .	347
9.7. Valores medios de las variables meteorológicas empleadas en la obtención del modelo de predicción y las registradas en el año 2005 (Continuación) . . . . .	348
9.8. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de invierno . . . . .	350
9.9. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de invierno . . . . .	350
9.10. ANOVA del de predicción propuesto para la estación de invierno . . . . .	351
9.11. Test de significación para las variables incluidas en el modelo propuesto para la estación de invierno . . . . .	351
9.12. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de primavera . . . . .	353
9.13. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de primavera . . . . .	354
9.14. ANOVA de los modelo de predicción propuestos para la estación de primavera . .	355

---

9.15. Test de significación de las distintas variables exógenas incluidas en los tres modelos propuestos para la estación de invierno . . . . .	356
9.16. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de verano . . . . .	358
9.17. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de verano . . . . .	358
9.18. ANOVA de los modelo de predicción propuestos para la estación de verano . . . .	360
9.19. Test de significación de las distintas variables exógenas incluidas en los tres modelos propuestos para la estación de verano . . . . .	360
9.20. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de otoño . . . . .	362
9.21. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de otoño . . . . .	363
9.22. ANOVA de los modelo de predicción propuestos para la estación de otoño . . . . .	364
9.23. Test de significación de las distintas variables exógenas incluidas en los cuatro modelos propuestos para la estación de otoño . . . . .	365
9.24. Estadísticos de validación obtenidos para los modelos de predicción del índice de actividad alfa total . . . . .	370
9.25. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones . .	371
9.26. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento . . .	371
9.27. ANOVA de los modelo de predicción propuestos para el índice de actividad beta total . . . . .	373
9.28. Test de significación de las variables exógenas introducidas en los modelos de predicción del índice de actividad beta total . . . . .	374
9.29. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo general del índice de actividad beta total . . . . .	375
9.30. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de invierno . . . . .	377
9.31. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de invierno . . . . .	377
9.32. ANOVA de los modelo de predicción propuestos para el índice de actividad beta total en la estación de invierno . . . . .	378
9.33. Test de significación de las variables exógenas introducidas en los modelos de predicción del índice de actividad beta total . . . . .	379
9.34. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo de la estación de invierno . .	381

9.35. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de primavera . . . . .	381
9.36. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de primavera . . . . .	381
9.37. ANOVA de los modelo de predicción propuestos para el índice de actividad beta total en la estación de primavera . . . . .	382
9.38. Test de significación de las variables exógenas introducidas en los modelos de predicción del índice de actividad beta total . . . . .	383
9.39. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo de la estación de primavera	384
9.40. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de verano . . . . .	385
9.41. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de verano . . . . .	385
9.42. ANOVA del modelo de predicción propuestos para el índice de actividad beta total en la estación de verano . . . . .	386
9.43. Test de significación de las variables exógenas introducidas en el modelo de predicción del índice de actividad beta total . . . . .	386
9.44. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo de la estación de verano . . .	387
9.45. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de otoño . . . . .	388
9.46. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de otoño . . . . .	388
9.47. ANOVA de los modelo de predicción propuestos para el índice de actividad beta total en la estación de otoño . . . . .	389
9.48. Test de significación de las variables exógenas introducidas en los modelos de predicción del índice de actividad beta total en la estación de otoño . . . . .	390
9.49. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo de la estación de otoño . . .	392
9.50. Comportamiento de las funciones <i>FACS</i> y la <i>FACP</i> en los modelos <i>ARIMA</i> . . . .	409
9.51. Valores de los coeficientes del modelo <i>ARIMA</i> $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$ . . . . .	415
9.52. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo <i>ARIMA</i> $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$ del índice de actividad alfa total . . . . .	421
9.53. Valores de los coeficientes del modelo <i>ARIMA</i> $(3,0,0)(2,0,6)_{52}$ . . . . .	424
9.54. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo <i>ARIMA</i> $(3,0,0)(2,0,6)_{52}$ del índice de actividad beta total . . . . .	430

# Antecedentes y Objetivos

---

Podemos afirmar que la principal fuente de exposición de la población a las radiaciones ionizantes es la radiación natural procedente de los elementos radiactivos existentes en la corteza terrestre y las radiaciones que nos llegan desde el espacio exterior. Por otra parte, las explosiones de las armas atómicas en la atmósfera y la liberación al medio ambiente de isótopos radiactivos, como consecuencia de algunos de los accidentes acaecidos en instalaciones nucleares, han dado lugar a la introducción en la biosfera de radionucleidos que no existían de forma natural; las primeras, de un modo global, los segundos, principalmente, de modo local; al conjunto de dichas radiaciones se le da el nombre de fondo radiactivo.

Otras actividades humanas, como la producción de energía eléctrica de origen nuclear, las aplicaciones de isótopos radiactivos en medicina, agricultura, industria e investigación, los residuos originados en la explotación de los yacimientos minerales de uranio y torio, . . . , etc., provocan un incremento en la presencia de elementos radiactivos en el medio ambiente, y en especial, en la zona que se encuentra bajo su influencia.

Como consecuencia de todas estas situaciones surge la necesidad de la vigilancia radiológica ambiental, cuyo objetivo es detectar y vigilar la presencia de elementos radiactivos en el medio ambiente, seguir su evolución en el tiempo y estimar el posible riesgo radiológico para la población.

Con la entrada de España en la **Comunidad Económica Europea**, en el año 1986, y su posterior adhesión al tratado de **EURATOM**<sup>1</sup>, en el que se establece en su artículo N°35<sup>2</sup>,

---

<sup>1</sup>Acrónimo con el que se designa a la Comisión Europea para la Energía Atómica.

<sup>2</sup>**Artículo N°35** del tratado de **EURATOM**: “Cada Estado miembro creará las instalaciones necesarias a fin de controlar de modo permanente el índice de radiactividad de la atmósfera, de las aguas y del suelo, así como la observancia de las normas básicas. La Comisión tendrá derecho de acceso a estas instalaciones de control; podrá verificar su

que cada Estado miembro creará las instalaciones necesarias para controlar de modo permanente el índice de radiactividad en la atmósfera, en las aguas y en el suelo, se crea la **Red de Vigilancia Radiológica Ambiental, REVIRA**, dependiente del **Consejo de Seguridad Nuclear, CSN**, cuyo objetivo es el control y la vigilancia radiológica del medio ambiente, y para ello, se determinan los niveles de radiactividad del aire, de las aguas y del suelo, así como de los alimentos básicos, y está constituida por dos redes: La **Red de Estaciones Automáticas, REA**, y la **Red de Estaciones de Muestreo, REM**.

La **REM** está integrada por un conjunto de laboratorios e instituciones que colaboran con el **CSN** en la vigilancia del medio ambiente, mediante la toma de muestras y su posterior análisis radiológico. Esta *Memoria* se ha realizado dentro de este programa de vigilancia radiológica, ya que el *Laboratorio de Radioquímica y Radiología Ambiental*, del Departamento de Química Inorgánica, de la Universidad de Granada, entró a formar parte de la **REM** en Diciembre de 1992, y desde entonces, se han efectuado medidas de radiactividad en muestras ambientales de las provincias de Almería, Córdoba, Granada y Jaén.

En el año 2000, se adquirió el contador proporcional de bajo fondo, marca **BERTHOLD**, modelo **LB 770-2/5**. Hasta entonces, en nuestro laboratorio no se habían podido determinar los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles y de agua de lluvia, y la medida del  $^{90}\text{Sr}$  se efectuaba en un espectrómetro de centelleo líquido. Por ello, con este nuevo equipo se completa la dotación del laboratorio, pudiendo realizarse la detección de los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles y agua potable, así como determinar el índice de actividad beta total en las muestras de suelo. Para realizar estas medidas, debemos establecer las condiciones óptimas de operación, realizando los calibrados correspondientes y asegurándonos de que el equipo cumple con los estándares de calidad fijados por el **CSN**.

Para fijar las condiciones óptimas de trabajo en el contador proporcional de bajo fondo obtendremos las curvas características de los diez detectores, determinando para cada uno de ellos el intervalo del voltaje para el que se alcanza el *plateau*. A continuación, aplicaremos el criterio del **Factor de Mérito** para optimizar las condiciones de medida en los diez detectores que constituyen el sistema de detección, realizando esta operación en los distintos modos de medida en los que puede operar el equipo. Por último, deberemos obtener las curvas de autoabsorción, así como, realizar el calibrado en eficiencias y medida de los blancos para las distintas matrices de las muestras ambientales que se medirán dentro del programa de vigilancia radiológica.

Para cumplir con los criterios de calidad establecidos por el *CSN*, se estudiará la fiabilidad estadística de los diez detectores del contador proporcional de bajo fondo y se implantarán los gráficos de control de Shewhart como criterio para establecer si se producen desviaciones del funcionamiento normal del equipo, que nos conduciría a un deterioro en la calidad de las medidas realizadas.

La participación en distintas campañas de intercomparación, tanto nacionales como internacionales, nos ha permitido verificar la fiabilidad de los resultados obtenidos con este equipo, y lo acertado de la metodología utilizada en su calibración y en los criterios de optimización empleados.

La medida de los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles nos proporcionará datos sobre la radiactividad atmosférica, permitiéndonos establecer su evolución temporal. En la presente *Memoria*, se presentan los valores semanales de los índices de actividad alfa total y beta total en partículas de polvo, correspondientes al período 2000-2005, así como, la determinación de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ , mediante la agrupación trimestral de estas muestras. A continuación, estudiaremos la relación existente entre las distintas variables meteorológicas y los índices de actividad, con el fin de determinar aquellas variables que ejercen una mayor influencia.

También se analizarán los índices de actividad alfa total, beta total, beta resto y la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  en el agua destinada al consumo en la ciudad de Granada, fijando sus valores normales y la influencia que ejercen sobre ellos las variables meteorológicas. Así mismo, se determinará su idoneidad en base a que no se superen los niveles fijados en el ***Real Decreto***, de 7 de febrero, por el que se establecen los *Criterios Sanitarios de la Calidad del Agua de Consumo Humano*, ***REAL DECRETO 140/2003***.

Con los resultados determinados en las muestras de aerosoles obtendremos modelos de predicción, basados en la metodología del análisis de regresión lineal múltiple, ***ARL***, y en el análisis univariante de series temporales, y para ello, en este último caso se aplicará la modelización ***ARIMA*** (Autoregressive Integrated Moving Average). Los modelos obtenidos mediante estas dos técnicas estadísticas se validarán con los resultados experimentales medidos en el año 2005.





---

# Capítulo 1

## Introducción

---

### 1.1. Fuentes de radiación

La radiación ha sido parte de nuestra planeta desde que se formó el *Sistema Solar*, hace unos cinco mil millones de años. Hoy en día, al igual que entonces, la *Tierra* es bombardeada, continuamente, por partículas procedentes de nuestra galaxia, así como, de otras alejadas millones de años luz. Pero no toda la radiación recibida en la superficie de la Tierra procede del exterior, ya que en su interior y en su superficie existen radionucleidos que, desde que se formaron al crearse el *Sistema Solar*, emiten espontáneamente diferentes formas de radiación, formando parte de nuestro entorno al estar presentes en el aire que respiramos, en los alimentos, en el agua, en los materiales de construcción, etc., e incluso algunos de ellos se encuentra en el interior de nuestro organismo, como es el caso del  $^3\text{H}$ ,  $^{14}\text{C}$ ,  $^{40}\text{K}$ , etc.

La intensidad de la radiación que recibe un ser humano depende del contenido en radionucleidos del suelo y de la altura a la que se encuentre sobre el nivel del mar, existiendo algunas zonas de la superficie terrestre donde la intensidad media llega a ser diez veces superior a la existente en otras, aunque esto no ha provocado notables diferencias en cuanto a una mayor ocurrencia de alteraciones orgánicas, malformaciones genéticas o enfermedades atribuibles al efecto de las radiaciones ionizantes. Tanto en esas regiones como en las otras, el hombre y los demás seres vivos han sobrevivido y evolucionado de igual forma, pese al efecto perjudicial de las radiaciones sobre los tejidos biológicos.

El *Comité Científico* de las *Naciones Unidas* para el *Estudio* de los *Efectos* de las *Radiaciones Atómicas*, el *UNSCEAR*, estima que la dosis promedio mundial, debida a las radiaciones ionizantes procedentes de fuentes naturales, es de  $2.4 \text{ mSv}\cdot\text{año}^{-1}$  [UNSCEAR, 2000]. En la **Tabla 1.1**, página 2, se muestran los valores promedios de las dosis originadas por las distintas fuentes naturales, así como, su intervalo de variación.

**Tabla 1.1.** Dosis promedio anuales originadas por las fuentes naturales de radiación.

<b>Exposición Externa</b>		
<b>Fuentes</b>	<b>Dosis Media Efectiva Anual</b>	<b>Intervalo de Variación</b>
<b>Rayos C3smicos</b>	0.4 mSv	0.3 - 1.0 mSv
<b>Radiaci3n <math>\gamma</math> Terrestre</b>	0.5 mSv	0.3 - 0.6 mSv
<b>Exposici3n Interna</b>		
<b>Fuentes</b>	<b>Dosis Media Efectiva Anual</b>	<b>Intervalo de Variaci3n</b>
<b>Inhalaci3n (Rad3n)</b>	1.2 mSv	0.2 - 10.0 mSv
<b>Ingesti3n (Comida y Bebida)</b>	0.3 mSv	0.2 - 0.8 mSv
<b>Total</b>	<b>2.4 mSv</b>	<b>1 - 12.4 mSv</b>

Desde comienzos del siglo XX, los avances cient3ficos y tecnol3gicos han dado lugar a que a la radiaci3n natural o *radiaci3n de fondo* se le haya sumado una nueva contribuci3n, la radiaci3n que el ser humano produce para satisfacer sus necesidades al hacer uso de diversos radionucleidos en distintos 3mbitos, tales como: la medicina, la industria, la investigaci3n, la producci3n de energ3a el3ctrica y los ensayos de las armas nucleares. Por 3ltimo, debemos considerar que todas estas actividades generan residuos, los cuales van a contener radionucleidos en distintas concentraciones. La suma de todo ello ha originado un aumento en la dosis a la que se ve sometida la poblaci3n.

En la **Figura 1.1**, p3gina 3, se muestra la distribuci3n de la dosis promedio recibida por la poblaci3n atendiendo a las distintas fuentes de exposici3n, correspondi3ndole a la radiaci3n natural el 79% del total y a las fuentes artificiales el 21%.

Los estudios realizados por el **UNSCEAR**, en el a3o 2000, sobre las dosis individuales "*per capita*", muestran que la mayor proporci3n corresponde a las fuentes naturales y a la utilizaci3n de la radiaci3n en medicina, mientras que la contribuci3n debida a los efluentes evacuados y a los residuos de baja y media actividad generados en el ciclo del combustible nuclear es despreciable (**Figura 1.2**, p3gina 3).

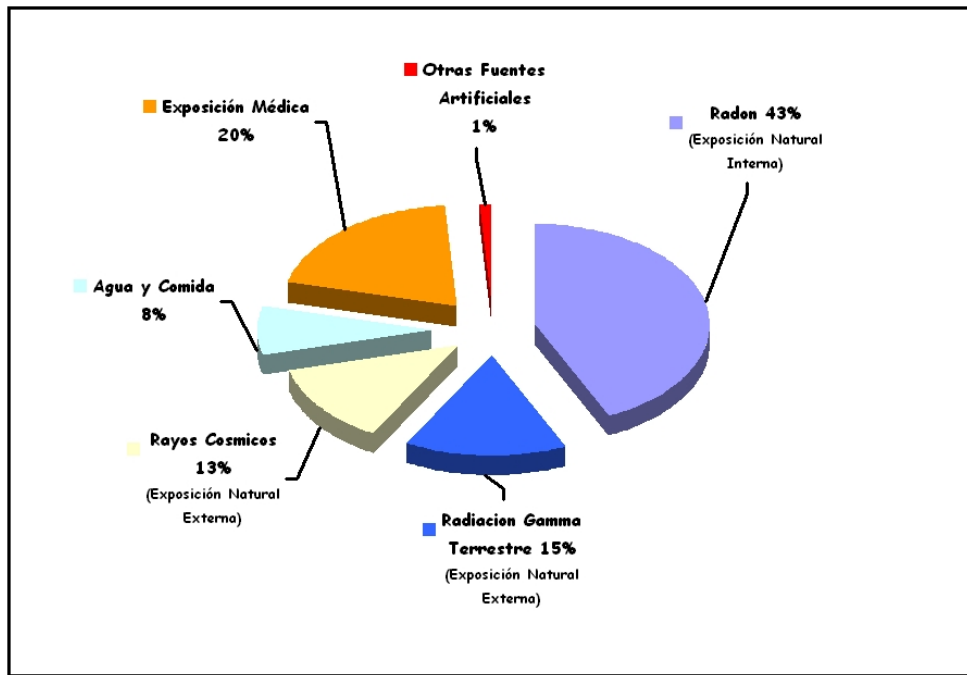


Figura 1.1. Distribución de la dosis promedio atendiendo a las distintas fuentes de exposición [UNSCEAR, 2000].

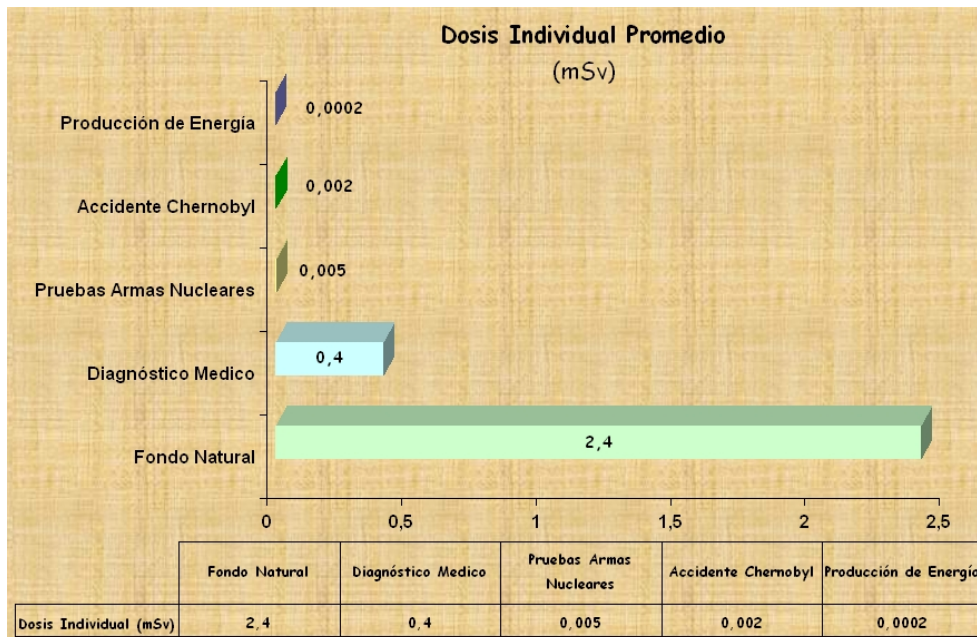


Figura 1.2. Dosis individual promedio recibida por la población [UNSCEAR, 2000].

Tanto las fuentes naturales como las artificiales no presentan, ni en sus características ni en los efectos que provocan en los seres vivos, ninguna diferencia entre sí, ya que la interacción de las partículas alfa, las partículas beta y la radiación gamma con el organismo es independiente de su origen. Esta interacción se produce con los átomos y las moléculas, transformándolos en fragmentos con carga eléctrica, o bien, en radicales libres, siendo el comportamiento de todos ellos, en estado libre, distinto del que tenían cuando se encontraban ligados a una configuración neutra, perturbando los procesos químicos normales de las células, lo que origina su crecimiento anormal e incluso su muerte.

## 1.2. Fuentes naturales de radiación

Las fuentes naturales de radiación son aquellas que no han sido originadas en alguna actividad humana, y como ya vimos en el apartado anterior, son las que más contribuyen a la dosis que recibe la población, de aquí el interés en su estudio.

Los radionucleidos naturales presentes en el medio ambiente poseen tres orígenes diferentes que permiten clasificarlos en:

**I. Radionucleidos cosmogénicos.**

**II. Radionucleidos primordiales.**

**III. Radionucleidos radiogénicos.**

En este apartado, también vamos a considerar la **radiación cósmica**, ya que es una fuente natural de radiación que da lugar a una dosis de  $0.39 \text{ mSv}\cdot\text{año}^{-1}$  [ICRP, 1999].

### 1.2.1. Radiación Cósmica

El nombre de *radiación cósmica* se le da a la totalidad de las diferentes partículas primarias que inciden sobre la capa más externa de la atmósfera (**radiación cósmica primaria**), así como, al conjunto de *partículas secundarias* producidas por las interacciones nucleares entre la radiación cósmica primaria y los núcleos atmosféricos.

La mayor parte de los rayos cósmicos primarios se originan fuera del *Sistema Solar*, recibiendo por ello el nombre de *galácticos*, para distinguirlos de aquellos procedentes de las erupciones solares, que se denominan *rayos solares*.

La *radiación cósmica galáctica primaria* está formada, fundamentalmente, por protones de alta energía, partículas alfa, un pequeño número de núcleos con número atómico,  $Z \geq 2$ , otros núcleos más pesados, en proporciones muchos menores, así como, electrones, protones y neutrinos. En la **Tabla 1.2** se muestra la abundancia relativa de cada uno de ellos. Los núcleos de todos estos elementos se encuentran, en su mayor parte, completamente desprovistos de sus electrones y, por tanto, son núcleos que poseen una energía muy alta, oscilando ésta entre  $10^9 - 10^{18}$  eV.

**Tabla 1.2.** Abundancia relativa de los elementos que componen la radiación cósmica primaria.

Grupo	Elemento	Número Atómico Z	Abundancia en los RC (%)
<b>Protón</b>	H	1	93.00
<b>Alfa</b>	He	2	6.30
<b>L</b>	Li, Be, B	3 - 5	0.10
<b>M</b>	C, N, O, F	6 - 9	0.42
<b>H</b>	Ne - K	10 - 19	0.14
<b>VH</b>	Ca - Zn	20 - 30	0.04
<b>VVH</b>	Ga - U	31 - 92	$2.0 \cdot 10^{-6}$
<b>SH</b>	>U	-	-

**L:** Elementos Ligeros. **M:** Elementos medianos. **H:** Elementos pesados. **VH:** Elementos muy pesados. **VVH:** Elementos mucho más pesados, recién detectados. **SH:** Elementos superpesados.

La radiación cósmica galáctica primaria interactúa con los núcleos de los átomos presentes en la atmósfera, mediante reacciones nucleares en las que se forman los *radionucleidos cosmogénicos* [Arnold and Al-Salih, 1955], a la par que van ionizando y excitando las moléculas del aire, lo que conlleva una pérdida gradual de su energía inicial, y por tanto, una fracción mínima de los rayos cósmicos primarios alcanzaran la superficie terrestre.

El campo geomagnético de la Tierra influye en la intensidad de la radiación cósmica que incide sobre ella, efecto que depende de la latitud [UNSCEAR, 2000]. Así, la intensidad de la radiación cósmica a nivel del mar aumenta a partir del ecuador, ya que el campo magnético terrestre desvía las partículas hacia los lugares en los que el campo es más intenso. Debido a ello, las partículas con energías más bajas alcanzan la Tierra solo en las proximidades de los polos, mientras que las que poseen energías superiores a los  $10^{11}$  eV pueden alcanzar cualquier punto del Planeta. Considerando lo expuesto anteriormente, podemos concluir que la producción de la radiación cósmica secundaria será mucho más acusada en las zonas polares que en la región ecuatorial. Por otro lado, la intensidad de la radiación cósmica aumenta con la altura, ya que disminuye el efecto absorbente de la atmósfera, siendo fuera de ella varios ordenes de

magnitud superior a la existente al nivel del mar (el 75 % de la interacción se produce en la estratosfera y el 25 % en la troposfera). La intensidad de la radiación cósmica también depende de la presión atmosférica, disminuyendo al aumentar ésta, pero el efecto producido por estas variaciones no suele ser superior al 5 %.

La densidad de flujo del conjunto de rayos cósmicos galácticos primarios que inciden sobre nuestro Planeta se ve alterada por la **actividad solar**, disminuyendo su densidad al aumentar ésta. La *actividad solar* es la manifestación de una serie de perturbaciones locales que ocurren en la superficie del sol, recibiendo el nombre de *regiones activas* o *manchas solares*. Estas regiones activas pueden permanecer desde unos días hasta unos tres meses, aunque en algunos casos pueden durar hasta un año, y caracterizan el **ciclo solar** que tiene una duración de 11 años. Las regiones activas tienen una frecuencia, tamaño y tiempo de vida que se incrementa al iniciarse el nuevo ciclo solar, hasta alcanzar un máximo a partir del cual disminuyen, pudiendo desaparecer por completo en algunos ciclos.

Los *rayos cósmicos solares primarios* se originan durante las erupciones solares, en las que se liberan un gran número de partículas cargadas, principalmente protones y partículas alfa, aunque también se han observado núcleos de elementos más pesados, como el hierro. Estas partículas poseen una energía relativamente baja, que va desde unas cuantas eV hasta varios cientos de miles. Tanto su composición química como su espectro energético son distintos a los de la radiación cósmica galáctica, lo que hace que sean fácilmente diferenciables.

Debido a la presencia del campo geomagnético los rayos cósmicos solares se observan en raras ocasiones. Hoy sabemos que, en promedio, hay una erupción solar por año capaz de acelerar partículas hasta energías del orden del GeV, mientras que hay decenas de ellas que producen partículas de varios cientos de MeV; las primeras pueden ser detectadas en los monitores de neutrones localizados a altas latitudes, mientras que las segundas no penetran en la atmósfera terrestre pero si pueden llegar a las capas altas en las regiones polares, donde producen la ionización de las moléculas presentes, originando las *auroras boreales*.

Como ya hemos mencionado, anteriormente, la intensidad de los rayos cósmicos es inversamente proporcional a la actividad solar, y por tanto, tendremos una correlación negativa entre la producción de los **radionucleidos cosmogénicos** y el ciclo de manchas solares (*sunspots*) [Cannizaro et al., 1995 y Azahara et al., 2003].

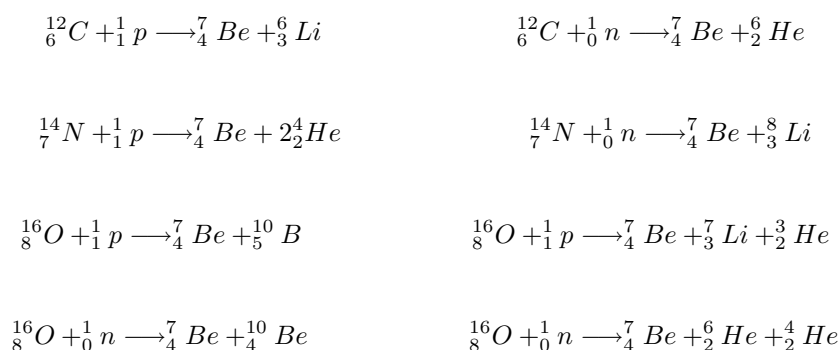
### 1.2.2. Radionucleidos cosmogénicos

La *radiación cósmica galáctica primaria* al interactuar con los núcleos de las capas altas de la atmósfera, a una altitud superior a los 15 Km, origina núcleos radiactivos y partículas secundarias, que a su vez pueden dar lugar a nuevas especies radiactivas. La producción de estos radionucleidos depende de los mismos factores que la densidad de flujo de los rayos cósmicos [Baeza et al., 1996 y Feely et al., 1989].

La interacción de la radiación cósmica primaria con los núcleos de nitrógeno y oxígeno da lugar a elementos ligeros y a un elevado número de neutrones, que son moderados por la atmósfera originando  $^{14}\text{C}$  y  $^3\text{H}$  mediante las siguientes reacciones [Papastifanou and Ioannidou, 1995]:



En el caso del  $^7\text{Be}$  y del  $^{10}\text{Be}$  se han propuesto una serie de reacciones mediante las cuales se justifica su formación:



En la **Tabla 1.3**, página 8, se muestran algunos de los radionucleidos formados por la interacción de los rayos cósmicos con los núcleos atmosféricos. Generalmente, estos radionucleidos suelen ser emisores beta y gamma, con  $Z < 82$ , y con períodos de semidesintegración comprendidos entre los 32 min del  $^{34m}\text{Cl}$  y los  $2.5 \cdot 10^6$  años del  $^{10}\text{Be}$ , hallándose en unas concentraciones muy bajas. Estas concentraciones dependerán del balance entre su tasa de producción y la de desaparición, que se produce, fundamentalmente, por desintegración radiactiva. Por otra parte, en los últimos años, sus concentraciones se han visto modificadas como consecuencia de la producción artificial de algunos de ellos y a los ensayos del armamento nuclear, lo que ha provocado que estén muy por encima de lo que cabría esperar si su producción fuera sólo de origen natural, siendo este el caso del  $^3\text{H}$ ,  $^7\text{Be}$ ,  $^{14}\text{C}$ ,  $^{22}\text{Na}$ ,  $^{32}\text{P}$ ,  $^{33}\text{P}$ ,  $^{35}\text{S}$  y  $^{36}\text{Cl}$ .

Tabla 1.3. Radionucleidos cosmogénicos.

Radionucleido	Período de Semidesintegración	Tipo de Emisión	Producto de Desintegración
<sup>3</sup> H	12.26 años	$\beta^-$	<sup>3</sup> He
<sup>7</sup> Be	5.01 días	C.E.	<sup>7</sup> Li
<sup>10</sup> Be	$1.6 \cdot 10^6$ años	$\beta^-$	<sup>10</sup> B
<sup>14</sup> C	5730 años	$\beta^-$	<sup>14</sup> N
<sup>18</sup> F	1.87 horas	$\beta^+$	<sup>18</sup> O
<sup>22</sup> Na	2.6 años	$\beta^+$	<sup>22</sup> Ne
<sup>24</sup> Na	15.0 horas	$\beta^-$	<sup>24</sup> Mg
<sup>31</sup> Si	700 años	$\beta^-$	<sup>32</sup> P
<sup>32</sup> P	14.30 días	$\beta^-$	<sup>32</sup> S
<sup>33</sup> P	24.4 días	$\beta^-$	<sup>33</sup> S
<sup>35</sup> S	87.1 días	$\beta^-$	<sup>35</sup> Cl
<sup>36</sup> Cl	$3.01 \cdot 10^5$ años	$\beta^-$	<sup>36</sup> Ar

C.E., Captura electrónica.

### 1.2.3. Radionucleidos primordiales

La edad de la Tierra es del orden de unos  $4.5 \cdot 10^9$  años, aceptándose, generalmente, que los isótopos de todos los elementos químicos que la constituyen se formaron a partir de un plasma gaseoso, siendo algunos de ellos radiactivos. De estos últimos, los que poseían períodos de semidesintegración relativamente pequeños respecto a la edad de la Tierra han desaparecido y, actualmente, no participan en la radiactividad natural. Por el contrario, aquellos que tienen un período de semidesintegración lo suficientemente elevado, no despreciable frente a la edad de la Tierra, aún se encuentran presentes en los materiales que constituyen la corteza terrestre, recibiendo el nombre de **radionucleidos primordiales**. Dentro de ellos podemos distinguir dos grupos [Choppin et al., 1996a]:

**I. Radionucleidos naturales sin relación genética.**

**II. Familias radiactivas naturales**, formadas por un cabeza de serie, que decae secuencialmente, originando la familia radiactiva.

#### Radionucleidos naturales sin relación genética

En la **Tabla 1.4**, página 9, se recogen los principales radionucleidos sin relación genética. Si nos fijamos en esta tabla podemos apreciar que los períodos de semidesintegración de los radionucleidos son del orden de la edad de la Tierra ( $4,5 \cdot 10^9$  años), lo que explicaría que



en la actualidad se encuentren presentes en la corteza terrestre. Casi todos ellos se desintegran mediante emisión beta o captura electrónica, exceptuando el  $^{147}\text{Sm}$ ,  $^{148}\text{Sm}$ ,  $^{144}\text{Nd}$ ,  $^{174}\text{Hf}$  y  $^{190}\text{Pt}$  que son emisores alfa, cumpliéndose, en todos los casos, que el nucleido resultante tras el proceso de desintegración es estable, hecho que justifica el que no formen familias radiactivas.

Tabla 1.4. Radionucleidos primordiales [Choppin et al., 1996a].

Radionucleido	Abundancia Isotópica %	Modo de Desintegración ( $\beta_{max}$ en MeV)	Período de Semidesintegración Años
$^{40}\text{K}$	0.0117	$\beta^-$ C.E. (1.3116)	$1.26 \cdot 10^9$
$^{50}\text{V}$	0.250	$\beta^-$ C.E. (0.601)	$>1.40 \cdot 10^{17}$
$^{87}\text{Rb}$	27.83	$\beta^-$ (0.2733)	$4.88 \cdot 10^{10}$
$^{115}\text{In}$	95.72	$\beta^-$ (0.495)	$4.40 \cdot 10^{14}$
$^{123}\text{Te}$	0.905	C.E.	$1.30 \cdot 10^{13}$
$^{138}\text{La}$	0.092	$\beta^-$ C.E.	$1.06 \cdot 10^{11}$
$^{144}\text{Nd}$	23.80	$\alpha$	$2.10 \cdot 10^{15}$
$^{147}\text{Sm}$	15.0	$\alpha$	$1.06 \cdot 10^{11}$
$^{148}\text{Sm}$	11.3	$\alpha$	$7.0 \cdot 10^{15}$
$^{176}\text{Lu}$	2.59	$\beta^-$ (1.188)	$3.80 \cdot 10^{10}$
$^{174}\text{Hf}$	0.162	$\alpha$	$2.0 \cdot 10^{15}$
$^{187}\text{Re}$	62.60	$\beta^-$ (0.0025)	$4.20 \cdot 10^{10}$
$^{190}\text{Pt}$	0.012	$\alpha$	$6.50 \cdot 10^{11}$

C.E., Captura electrónica. Entre paréntesis se expresa el valor de la energía  $\beta_{max}$ .

### Familias radiactivas naturales

En 1900 se descubrió que los compuestos de uranio recién preparados eran débilmente radiactivos, pero su radiactividad iba aumentando con el tiempo. Fue **Ernest Rutherford**, y su colaborador **Frederick Soddy**, quienes demostraron que cuando un átomo de uranio emitía una partícula alfa su naturaleza cambiaba, transformándose en un nuevo tipo de átomo con diferentes características radiactivas. Este segundo átomo se desintegra transformándose en un tercer tipo, y así, sucesivamente. De esta manera, se originan familias radiactivas formadas por una secuencia de radionucleidos genéticamente relacionados, a través de procesos de desintegración  $\alpha$  y/o  $\beta$  en cascada, encabezados por un precursor inicial que posee un período de semidesintegración muy elevado en relación con el de sus descendientes.

En general, una serie radiactiva completa se inicia con el **padre**, o cabeza de serie, y termina en un isótopo estable; los radionucleidos generados por desintegraciones sucesivas son los descendientes o **hijos**. Si consideramos cada elemento de la serie radiactiva, dentro de un sistema cerrado, en el que no haya aporte ni desaparición de radionucleidos, teniendo una tasa de producción igual a la tasa de desintegración de su predecesor, y una tasa de desaparición igual a su propia tasa de desintegración, entonces, en este caso, se cumplirá que todos ellos se encuentran en equilibrio secular<sup>1</sup> con el cabeza de serie.

Las tres series radiactivas naturales se muestran en la **Tabla 1.5**, presentando cada una de ellas 18, 13 y 10 radionucleidos, excluyendo los correspondientes cabezas de serie, y reciben el nombre de **serie del Uranio, del Actinio y del Torio**, respectivamente.

**Tabla 1.5.** *Familias radiactivas.*

<b>Familias Radiactivas Naturales</b>			
<b>Nombre de la serie</b>	<b>Número Másico</b>	<b>Cabeza de Serie (período)</b>	<b>Término Estable</b>
<b>Uranio</b>	$4 \cdot n + 2$	$^{238}\text{U}$ ( $4.47 \cdot 10^9$ años)	$^{206}\text{Pb}$
<b>Actinio</b>	$4 \cdot n + 3$	$^{235}\text{U}$ ( $7.04 \cdot 10^8$ años)	$^{207}\text{Pb}$
<b>Torio</b>	$4 \cdot n$	$^{232}\text{Th}$ ( $1.41 \cdot 10^{10}$ años)	$^{208}\text{Pb}$
<b>Familia Radiactiva Artificial</b>			
<b>Nombre de la serie</b>	<b>Número Másico</b>	<b>Cabeza de Serie (período)</b>	<b>Término Estable</b>
<b>Neptunio</b>	$4 \cdot n + 1$	$^{237}\text{Np}$ ( $2.14 \cdot 10^6$ años)	$^{209}\text{Bi}$

La *serie del torio* está encabezada por el  $^{232}\text{Th}$  y el número másico de sus componentes responde a la ecuación  $4 \cdot n$ , donde  $n$  es un número entero. En la *serie del Uranio* el radionucleido padre es el  $^{238}\text{U}$  y el número másico de todos sus componentes responden a la ecuación  $4 \cdot n + 2$ . En el caso de la *serie del Actinio* el padre es el  $^{235}\text{U}$  y el número másico de sus componentes responde a la ecuación  $4 \cdot n + 3$ .

<sup>1</sup>El *equilibrio secular* se alcanza en radionucleidos que tienen relación genética, siendo el período de semidesintegración del radionucleido padre mucho mayor que el del radionucleido hijo, cumpliéndose que la actividad del radionucleido hijo es, aproximadamente, igual a la del radionucleido padre cuando ha transcurrido un tiempo lo suficientemente elevado.

Si nos fijamos en la composición isotópica del Uranio natural, al  $^{238}\text{U}$  le corresponde el 99,28 %, al  $^{235}\text{U}$  el 0.72 % y al  $^{234}\text{U}$  el 0.006 %, y por otra parte, considerando los valores de los períodos de semidesintegración de cada uno de ellos, podemos determinar que la contribución del  $^{235}\text{U}$  a la radiactividad del medio ambiente es, aproximadamente, de un 4 % de la del  $^{238}\text{U}$ .

En la naturaleza no existe ninguna familia radiactiva en la que sus números másicos respondan a una ecuación del tipo  $4 \cdot n + 1$ , debido a que el padre de esta serie, el  $^{237}\text{Np}$ , posee un período de semidesintegración de  $2.14 \cdot 10^6$  años, que en comparación con la edad de la tierra es lo suficientemente pequeño, como para que haya decaído, prácticamente, en su totalidad. Sin embargo, esta serie se conoce gracias a la disponibilidad de métodos de síntesis de elementos transuránicos, y a que posee una ley de desintegración igual a la de las series naturales, estando formada por 12 radionucleidos que por sucesivas desintegraciones alfa y/o beta dan lugar al elemento estable  $^{209}\text{Bi}$  (**Figura 1.3**, página 12).

La serie del  $^{238}\text{U}$  está formada por 18 radionucleidos, excluyendo al cabeza de serie, siendo su elemento final estable el  $^{206}\text{Pb}$  (**Figura 1.4**, página 13). En el equilibrio secular se emiten 13 partículas alfa y 12 partículas beta por cada desintegración del  $^{238}\text{U}$ . Sin embargo, en el medio ambiente, los radionucleidos que constituyen esta serie están sujetos a diferentes procesos físicos y químicos que originan, en muchos casos, el que no se alcance el equilibrio secular [**Asikainen, 1981**]. Un ejemplo característico de esto es el  $^{222}\text{Rn}$ , elemento del grupo de los gases nobles que, por la propia dinámica de su formación, a partir de la desintegración del  $^{226}\text{Ra}$ , mediante la emisión de una partícula  $\alpha$  que origina un núcleo de radón, el cuál experimenta un fuerte retroceso en el interior de la matriz sólida, lo que le permite escapar, emigrando a través de los poros y fracturas del terreno, a favor de los gradientes de presión, o bien, quedar disuelto en las aguas subterráneas [**Morawska and Colin, 1993**]. Dentro de esta serie debemos destacar a cuatro radionucleidos por su elevada radiotoxicidad, ya que algunos de ellos pueden incorporarse al organismo por inhalación y/o ingestión, como es el caso del  $^{238}\text{U}$ ,  $^{230}\text{Th}$ ,  $^{226}\text{Ra}$  y los descendientes del  $^{222}\text{Rn}$ :  $^{210}\text{Pb}$  y  $^{210}\text{Po}$ . El espectro gamma de esta serie es muy complejo, ya que la serie completa emite 295 fotones, pero la mayor parte de estas emisiones poseen una probabilidad muy baja, habiendo tan solo 27 fotones con probabilidades superiores al 1 % [**Hacker, 2001**]. Estas emisiones son las que originan los fotopicos más significativos en un espectro gamma tipo de esta serie. Los radionucleidos que presentan estos fotopicos son:  $^{234}\text{Th}$ ,  $^{234m}\text{Pa}$ ,  $^{226}\text{Ra}$ ,  $^{214}\text{Pb}$ ,  $^{210}\text{Pb}$  y  $^{214}\text{Bi}$ , siendo este último el que origina la mayor parte de ellos, al producir el 70 % de los mismos [**Lin and Harbottle, 1991**].

La serie del  $^{235}\text{U}$  está constituida por 15 elementos radiactivos, y su elemento final estable es el  $^{207}\text{Pb}$  (**Figura 1.5**, página 14). En el equilibrio secular se emiten 12 partículas alfa y 9 partículas beta, por cada desintegración del  $^{235}\text{U}$ . El espectro de emisión gamma de esta serie es más simple que el de la del  $^{238}\text{U}$ , emitiendo 166 fotones gamma [**Hacker, 2001**], procedentes de los radionucleidos:  $^{235}\text{U}$ ,  $^{231}\text{Th}$ ,  $^{231}\text{Pa}$ ,  $^{227}\text{Ac}$ ,  $^{227}\text{Th}$  y  $^{223}\text{Ra}$ , correspondiendo a

las emisiones del  $^{235}\text{U}$ ,  $^{227}\text{Th}$  y  $^{223}\text{Ra}$  más del 50 % de los fotones que conforman su espectro [Lin and Harbottle, 1992].

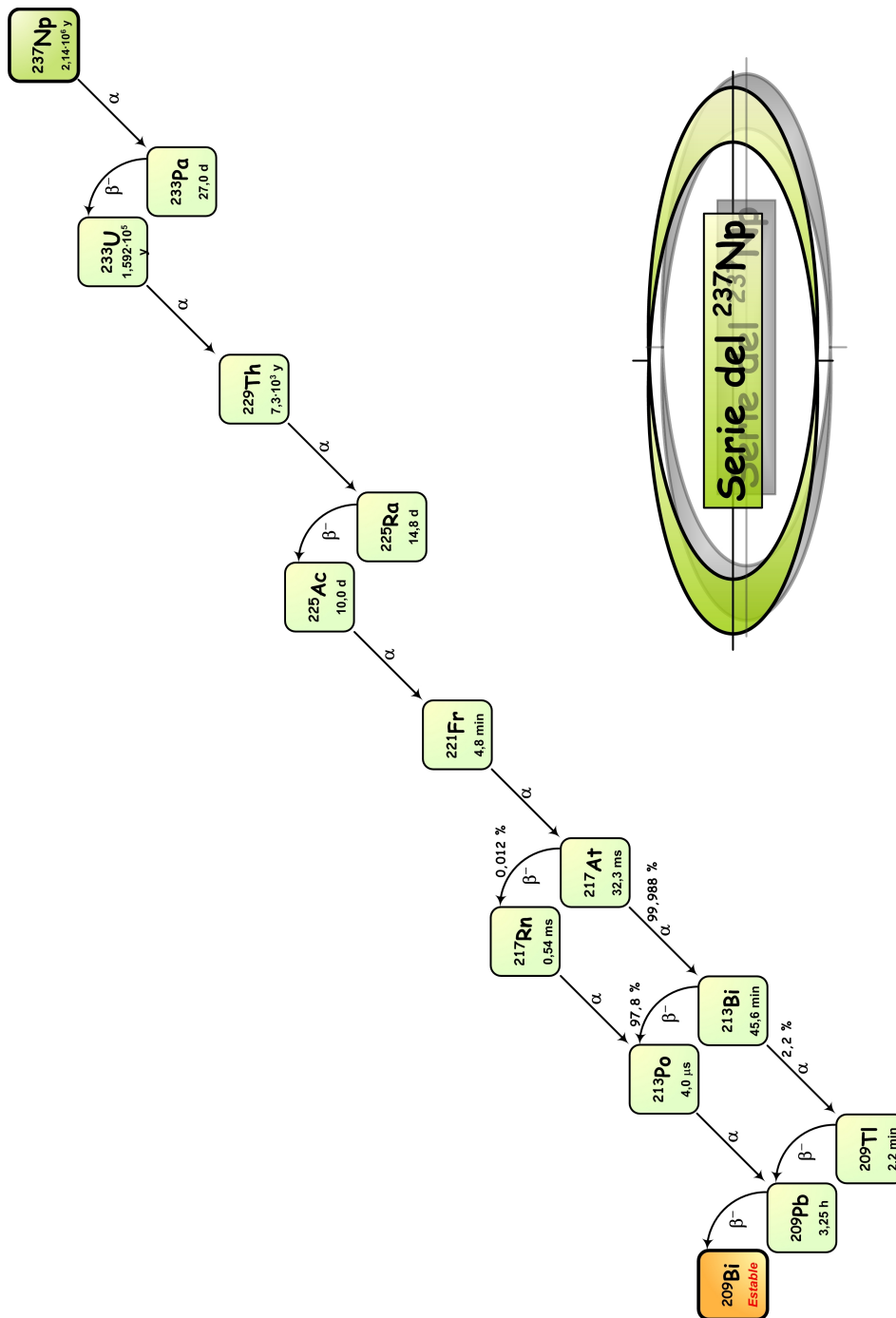


Figura 1.3. Familia Radiactiva del  $^{237}\text{Np}$  (4-n + 1) [Browne et al., 1978].

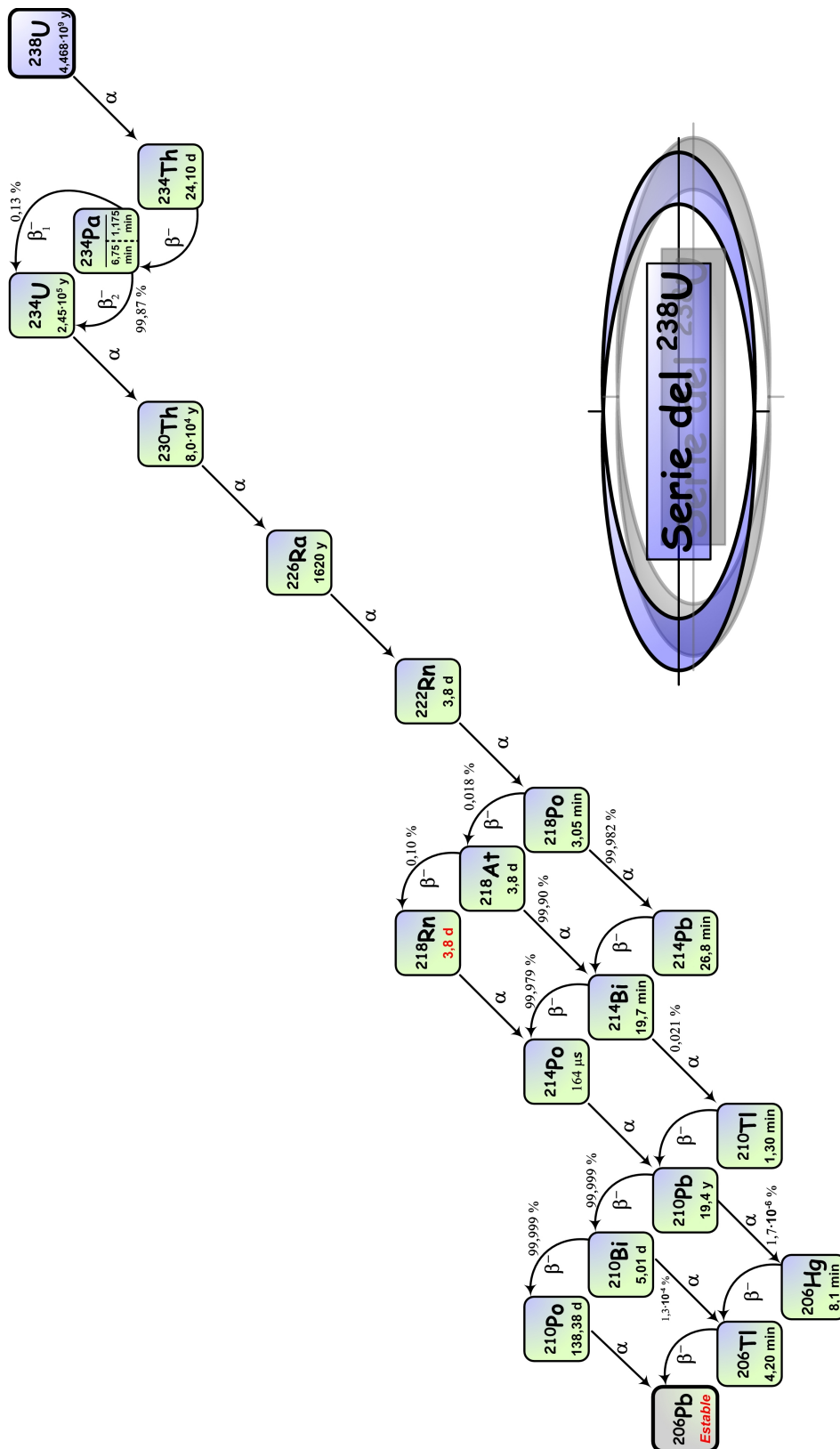


Figura 1.4. Familia Radiactiva del  $^{238}\text{U}$  ( $4 \cdot n + 2$ ) [Browne et al., 1978].

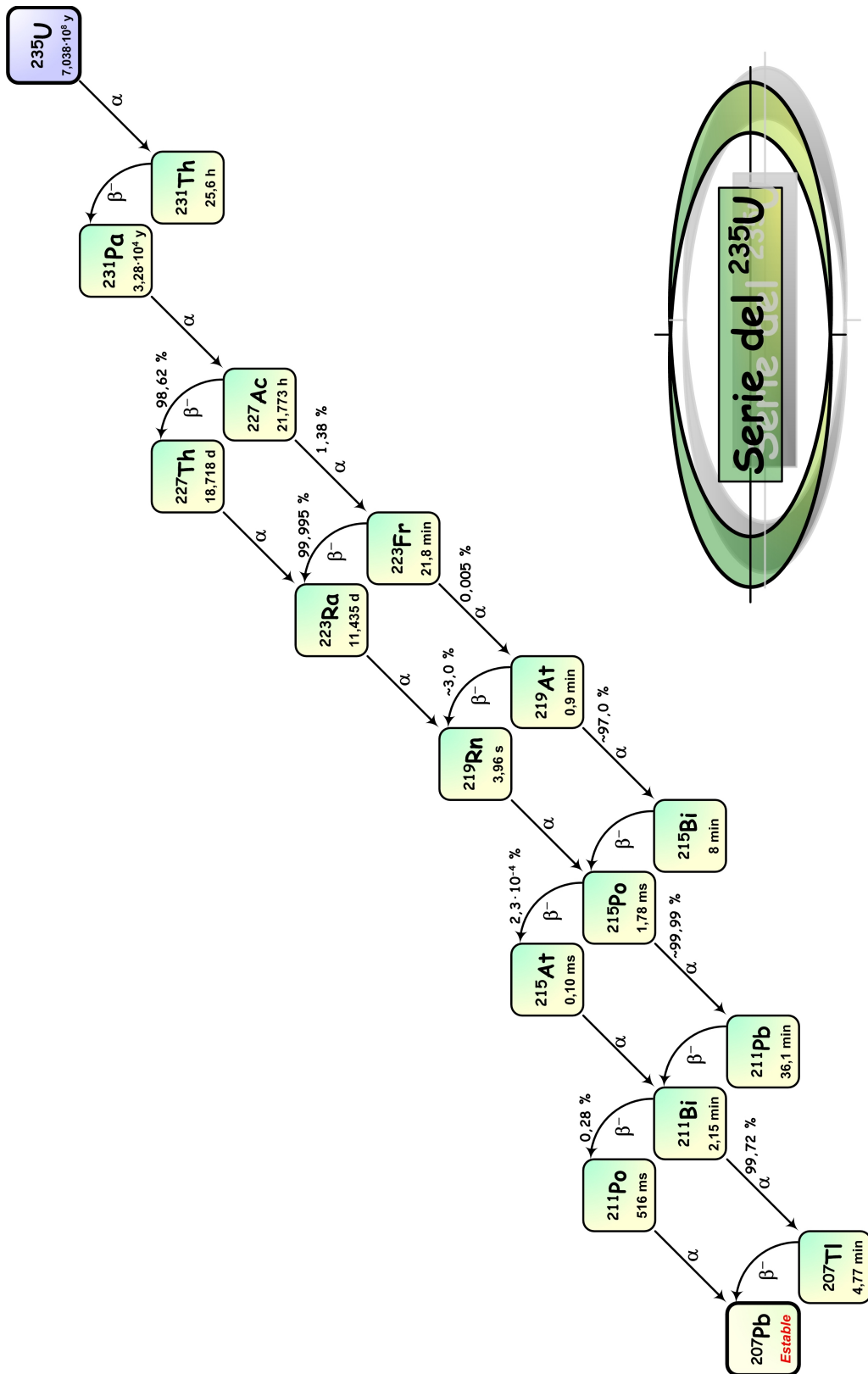


Figura 1.5. Familia Radiactiva del  $^{235}\text{U}$  (4·n + 3) [Browne et al., 1978].

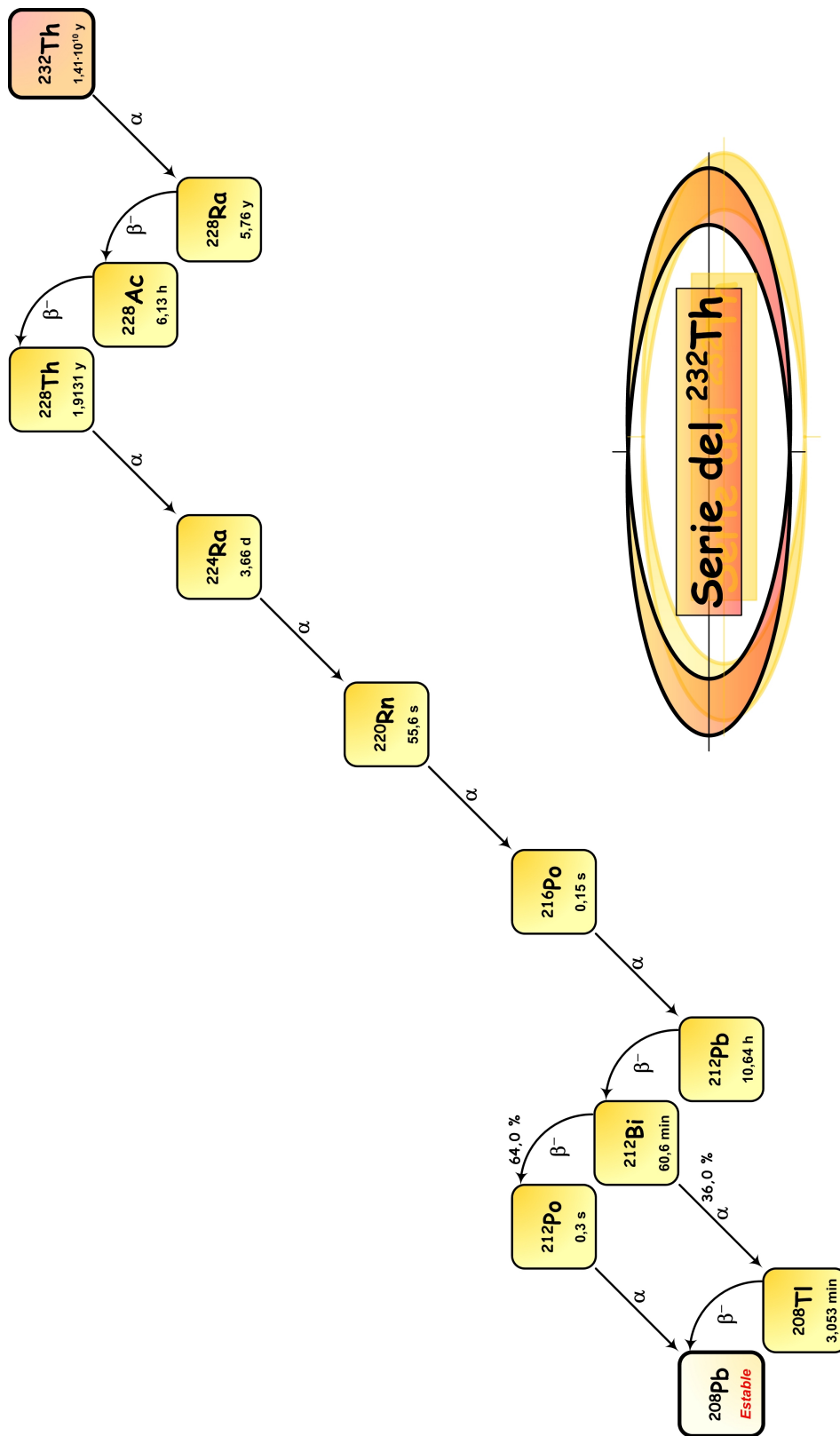


Figura 1.6. Familia Radiactiva del  $^{232}\text{Th}$  (4-n) [Browne et al., 1978].

La serie del  $^{232}\text{Th}$  consta de 10 radionucleidos, excluido el cabeza de serie, y su elemento final estable es el  $^{208}\text{Pb}$  (**Figura 1.6**, página 15). Cuando se alcanza el equilibrio secular se emiten 7 partículas alfa y 5 partículas beta por cada desintegración del  $^{232}\text{Th}$ . Los radionucleidos que componen esta serie emiten un total de 137 fotones [**Hacker, 2001**], de los que sólo el 18 % posee una probabilidad superior al 4 %, por lo que en un espectro gamma tipo podrían observarse 24 fotopicos. No obstante, en el espectro de un suelo granítico se llegan a observar 33 fotones correspondientes a los radionucleidos  $^{228}\text{Ac}$ ,  $^{224}\text{Ra}$ ,  $^{212}\text{Pb}$ ,  $^{212}\text{Bi}$  y  $^{208}\text{Tl}$ , perteneciendo la mayor parte de ellos al  $^{228}\text{Ac}$ .

### 1.3. Fuentes artificiales de radiación

A comienzos del siglo XX el hombre descubrió la forma de producir radiación; primero mediante la producción de rayos X y luego mediante el uso de los radionucleidos naturales, o bien, mediante la obtención de radionucleidos artificiales para su uso posterior en distintos ámbitos. La síntesis de estos radionucleidos comienza con el descubrimiento del neutrón por **Chadwick**, en **1932**, y la construcción de fuentes de Ra-Be para su producción. Sin embargo, hasta 1940 no se obtuvieron los radionucleidos con las actividades requeridas. Hoy en día, el uso de los reactores nucleares como fuentes de neutrones y los aceleradores de partículas han permitido obtener radionucleidos artificiales de manera abundante y a muy bajo coste, por lo que su aplicación está en constante y rápido desarrollo.

Todo ello, ha contribuido a aumentar la dosis recibida tanto por el individuo como por la humanidad en su conjunto. No obstante, la dosis debida a las fuentes artificiales es relativamente pequeña, oscilando entre un 20 % y un 30 % del total (**Figura 1.1**, página 3).

Los impactos radiológicos ambientales derivados de los radionucleidos artificiales presentes en el medio ambiente, tienen la misma importancia, con independencia de su origen, ya que pueden haber sido liberados en los ensayos del armamento nuclear, o bien, como consecuencia de un accidente en un reactor nuclear o en las instalaciones del ciclo del combustible nuclear.

Dentro de las fuentes artificiales de radiación podemos destacar las siguientes:

- I. Fuentes procedentes de procesos industriales.**
- II. Fuentes procedentes de los ensayos nucleares.**
- III. Fuentes procedentes de la producción de energía.**
- IV. Usos médicos de la radiación.**



### 1.3.1. Fuentes procedentes de procesos industriales

En este apartado, abordaremos el riesgo que implica para la población la emisión al medio ambiente de radionucleidos naturales procedentes de las actividades realizadas en distintos sectores industriales.

Muchas de las materias primas empleadas en la industria convencional contienen cantidades apreciables de radionucleidos naturales, tales como:  $^{238}\text{U}$ ,  $^{232}\text{Th}$ ,  $^{226}\text{Ra}$ ,  $^{40}\text{K}$ , etc., y, como consecuencia de los distintos procesos industriales a los que se las somete, se produce un enriquecimiento en estos radionucleidos, originando residuos industriales con un alto contenido en ellos, que reciben el nombre de **NORMs**<sup>2</sup>. Los radionucleidos naturales que normalmente encontramos en las materias primas son los pertenecientes a las familias radiactivas del  $^{238}\text{U}$  y  $^{232}\text{Th}$ . En la **Tabla 1.6**, página 18, se muestran los contenidos en radionucleidos naturales de algunas de las materias primas usadas en distintas actividades industriales, así como, sus concentraciones en los productos finales y en los residuos.

Algunas de las actividades industriales que originan una mayor cantidad de *NORMs* son:

- ◇ **Procesamiento de fosfatos**, para la obtención del ácido fosfórico que se emplea en la manufactura de fertilizantes.
- ◇ **Procesamiento de las menas de metales**, que al ser realizadas en hornos, originan escorias y cenizas que posteriormente son empleadas en la producción de cementos.
- ◇ **Minería del Uranio**; Origina numerosos productos de desecho que representan un riesgo radiológico elevado.
- ◇ **Procesamiento de las sales de Circonio**, ya que contienen cantidades apreciables de  $^{238}\text{U}$  y  $^{232}\text{Th}$ .
- ◇ **Producción de pigmentos de titanio**.
- ◇ **Empleo de combustibles fósiles en la producción de energía eléctrica**, ya que su quemado libera al medio ambiente radionucleidos.
- ◇ **Extracción de petróleo y de gas**. Formando parte del petróleo y del gas encontramos diversos radionucleidos naturales, destacando el  $^{226}\text{Ra}$  y sus descendientes, lo que da lugar a elevadas concentraciones de ellos en las instalaciones de extracción.

---

<sup>2</sup>Del inglés Naturally Occurring Radioactive Materials

- ◇ **Materiales de construcción.** Contienen cantidades variables de radionucleidos naturales, dependiendo de las materias primas empleadas en su obtención.
- ◇ **Compuestos de torio.** Éste se emplea como aditivo en la fabricación de diversos materiales, tales como: recubrimiento de electrodos, filamentos eléctricos, catalizadores, etc.

**Tabla 1.6.** Concentraciones de radionucleidos naturales en las materias primas, los productos y los residuos de distintas actividades industriales [UNSCEAR, 2000].

Materiales	Concentraciones Mena/Material Bruto (KBq·Kg <sup>-1</sup> )		Concentraciones Producto/Residuo (KBq·Kg <sup>-1</sup> )	
	Serie <sup>238</sup> U	Serie <sup>232</sup> Th	Serie <sup>238</sup> U	Serie <sup>232</sup> Th
<b>Industria de Fosfatos</b>				
Fosfatos	0.2 - 1.5	0.02	0.9 - 1.3 <sup>a</sup> 100 ( <sup>210</sup> Po) 600 ( <sup>210</sup> Pb) <sup>c</sup> 1 <sup>b</sup>	0.02 <sup>b</sup>
Fertilizantes artificiales	0.2 - 1 ( <sup>226</sup> Ra) 0.2 - 1 ( <sup>210</sup> Pb)	0.0008-0.04		
<b>Tierras Raras y Compuestos de Torio</b>				
Monacita	6 - 40	8 - 300	450 <sup>d</sup>	3000 <sup>d</sup>
<b>Extracción de Petróleo y Gas Natural</b>				
Gas Petróleo	0.34 KBq·m <sup>-3</sup> ( <sup>222</sup> Rn)		1 - 1000	
<b>Producción de Energía eléctrica mediante Carbon</b>				
Carbon	0.01 - 0.025	0.01 - 0.025	0.02-0.04(coke)	0.2
<b>Tratamiento de alquitranes</b>				
Alquitrán	0.1 - 0.3 ( <sup>210</sup> Po) 0.1 - 0.3 ( <sup>210</sup> Pb)		0.2 - 0.6 0.2 - 0.6	
<b>Industria Cementera</b>				
Marga	0.022	0.003	0.05 - 0.11 <sup>e</sup> 0.02	0.03 - 0.1 <sup>e</sup> 0.02
Cemento Portland	0.08	0.05		
Esquistos	0.04	0.056	0.2 - 0.6	

*a*, Fosfoyesos. *b*, Concentración en escorias. *c*, Calcinado. *d*, <sup>226</sup>Ra presente en los precipitados de sulfatos. *e*, Concentración en el cemento.

Los residuos industriales producidos en las distintas actividades industriales descritas, anteriormente, son vertidos, generalmente, al aire o al agua de forma directa, aunque en algunas actividades este vertido está controlado y se realiza en vertederos industriales. En las **Tablas 1.7 y 1.8**, páginas 20 y 21, se muestran las actividades vertidas a la atmósfera y al agua, de varios radionucleidos, en función de la actividad industrial.

La contribución de los **NORMs** a la dosis global de la población se puede considerar despreciable, ya que las instalaciones industriales se suelen encontrar alejadas de los núcleos poblados. Sin embargo, los trabajadores de estas industrias, al estar en contacto con las materias primas y/o con los residuos, se ven sometidos a bajas dosis de irradiación, pudiendo recibir dosis efectivas que oscilan entre los 0.1 - 300  $\mu\text{Sv}\cdot\text{año}^{-1}$ . Los radionucleidos naturales dispersados en el aire son los que más contribuyen a la irradiación externa de los trabajadores, mientras que la irradiación interna, vía ingestión o inhalación, sólo es posible en las inmediaciones de los depósitos de las materias primas o de los residuos, pudiendo llegar a valores de unos 50  $\mu\text{Sv}\cdot\text{año}^{-1}$  [**UNSCEAR, 2000**]<sup>3</sup>.

### 1.3.2. Explosiones Nucleares

Durante los últimos 40 años hemos estado expuestos a la radiación procedente de la precipitación radiactiva derivada de los ensayos de las armas nucleares, siendo despreciable, a este efecto, la contribución de las bombas lanzadas sobre *Hiroshima* y *Nagasaki* en 1945 [**UNSCEAR, 1988a**].

Hasta mediados de 1995, se habían contabilizado 2039 ensayos de armas y explosiones nucleares, mayoritariamente, en EE.UU. y en la antigua URSS. Del total de ensayos, 513 fueron realizados en la atmósfera, lo que supone el 86 % de la potencia total empleada en el conjunto de los ensayos, el resto se realizaron en territorio continental, como es el caso de: Nevada Test Site en los EE.UU.; Kazajstán, Semipalátinsk, Uzbekistán, Turkmenistán y el archipiélago Nueva Zembla en la antigua URSS y Lup Nor en la República Popular China. La antigua URSS fue la que más contribuyó a la potencia total liberada, pues con el 40 % de los ensayos atmosféricos, disipó el 60 % de la potencia total, con un promedio de 2.5 MT (Megatones) por ensayo. El 90 % de estos ensayos fueron realizados en el hemisferio norte, lo que supone el 95 % de la potencia total ensayada. Desde la fecha de su primer ensayo EE.UU. ha sido el país más activo con un ensayo cada 18 días.

---

<sup>3</sup>Los datos recogidos en el **UNSCEAR** fueron suministrados por el Instituto de Salud Pública y Medio Ambiente de los Países Bajos [**Leenhouts et al., 1996**].

Tabla 1.7. Vertido de radionucleidos naturales a la atmósfera [UNSCEAR, 2000].

Industria	Mena Kt.año <sup>-1</sup>	Vertidos a la Atmósfera GBq.año <sup>-1</sup>						
		<sup>238</sup> U	<sup>228</sup> Th	<sup>226</sup> Ra	<sup>222</sup> Rn	<sup>210</sup> Pb	<sup>210</sup> Po	<sup>40</sup> K
<b>Fosfatos</b>	570				563	66	490	
- Transporte		0.06	0.001	0.06	0.03	0.06	0.06	0.04
Ácido Fosfórico	700				820	0.08	0.14	0.008
Fertilizantes	375				221	0.044	0.034	
- Transporte		0.02	0.001	0.02	0.02	0.02	0.02	0.001
<b>Producción de Acero</b>	7500				180	55	90	
- Transporte		0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
<b>Térmicas de Carbon (600 MWe)</b>	1350				34	0.4	0.8	0.27
- Transporte		0.16	0.08	0.11	0.004	0.004	0.004	0.012
<b>Producción de Coque</b>	885				13	0.012	0.07	0.032
- Transporte		0.004	0.004	0.004	0.001	0.002	0.001	0.004
<b>Cementera</b>	2000				157	0.2	78	0.4
<b>Cerámica</b>	3200				0.03	0.09	0.3	0.14
<b>Extracción de Petróleo</b>	3500				540			
<b>Extracción de Gas</b>	72000·10 <sup>6</sup> m <sup>3</sup> .año <sup>-1</sup>				540			



En 1963, EE.UU., la antigua URSS e Inglaterra firmaron el *Tratado de Prohibición Parcial de Ensayos Nucleares (PTBT)*, en el que se prohíben los ensayos atmosféricos, espaciales y submarinos, pero Francia y la República Popular China siguieron con ellos hasta 1974 y 1980, respectivamente. Hoy en día, los ensayos subterráneos continúan realizándose sin que apenas produzcan precipitación radiactiva.

Una explosión nuclear produce ondas de choque, radiación térmica, radiación nuclear inicial y radiación nuclear residual. De todas ellas, las que tienen importancia desde el punto de vista radiológico son las dos últimas. Aunque la energía liberada y su correspondiente actividad es elevada, hay que tener presente que el peso del material radiactivo involucrado en la explosión es pequeño<sup>4</sup>. Los productos radiactivos que se originan, cuando tiene lugar una explosión nuclear en superficie, se depositan en los lugares próximos a la explosión, aunque, la mayor parte de ellos permanece durante largo tiempo en la troposfera, dispersándose por todo el planeta y depositándose sobre la superficie mediante la lluvia, la nieve y la deposición seca.

Algunos de los radionucleidos liberados durante las explosiones nucleares son:  $^3\text{H}$ ,  $^{14}\text{C}$ ,  $^{54}\text{Mn}$ ,  $^{55}\text{Fe}$ ,  $^{85}\text{Kr}$ ,  $^{89}\text{Sr}$ ,  $^{90}\text{Sr}$ ,  $^{95}\text{Zr}$ ,  $^{106}\text{Ru}$ ,  $^{131}\text{I}$ ,  $^{137}\text{Cs}$ ,  $^{140}\text{Ba}$ , etc. De todos ellos, sólo cuatro contribuyen en más del 1 % a la dosis equivalente efectiva recibida por la población mundial en su conjunto, siendo estos el  $^{14}\text{C}$ ,  $^{90}\text{Sr}$ ,  $^{95}\text{Zr}$  y  $^{137}\text{Cs}$ .

En la actualidad, el  $^{95}\text{Zr}$  ha perdido la práctica totalidad de su actividad, ya que su período de semidesintegración es de 64 días, siendo lo suficientemente pequeño como para que haya decaído totalmente desde que se realizaron los últimos ensayos nucleares en superficie. Por lo tanto, en el *fallout*<sup>5</sup> sólo se encontrarán presentes el  $^{14}\text{C}$ ,  $^{90}\text{Sr}$  y  $^{137}\text{Cs}$ .

El  $^{14}\text{C}$  constituye un caso especial, ya que como se indicó anteriormente, este radionucleido también se origina de manera natural y continúa en la atmósfera, no siendo diferenciable del formado artificialmente.

En el caso del  $^{90}\text{Sr}$  y  $^{137}\text{Cs}$  con un período de semidesintegración de 28.6 y 30.17 años, respectivamente, perderán la mayor parte de su actividad a lo largo del presente siglo.

---

<sup>4</sup>Una bomba de 100 KT está compuesta por unos pocos kilogramos de  $^{235}\text{U}$  o de  $^{239}\text{Pu}$ .

<sup>5</sup>Precipitación radiactiva natural.

### 1.3.3. Producción de energía

En la actualidad, existen en funcionamiento más de 400 centrales nucleares, en 26 países, que producen, aproximadamente, el 16 % de la electricidad consumida en el mundo.

La producción de electricidad mediante centrales nucleares presupone la elaboración previa y el tratamiento posterior del combustible nuclear, siendo este último paso el que produce la mayor contribución a la dosis atribuible a la energía nuclear.

Las principales fases del ciclo del combustible nuclear son:

- ▶ *La minería y elaboración de minerales de uranio.*
- ▶ *El enriquecimiento en el contenido de  $^{235}\text{U}$ .*
- ▶ *La fabricación de elementos combustibles.*
- ▶ *La operación del reactor.*
- ▶ *El reciclado de los elementos combustibles gastados.*
- ▶ *La eliminación de los residuos radiactivos.*

En operación normal, todas las actividades citadas anteriormente producen emisiones al medio ambiente y dosis al público muy bajas, siendo su valor diez mil veces inferior al fondo natural (**Figura 1.2**, página 3).

Las instalaciones nucleares se diseñan de manera que la probabilidad de que ocurran accidentes, que puedan afectar a la población o al medio ambiente, sea lo menor posible. Pero, a pesar de ello, durante los últimos 50 años se han producido algunos accidentes que han dado lugar a la contaminación radiactiva del medio ambiente, hecho que ha tenido una gran repercusión pública, destacando tres de ellos:

- I. *Windscale, en el Reino Unido*, en octubre de 1957.
- II. *Three Miles Island, en EE.UU.*, en marzo de 1979.
- III. *Chernobyl, en la antigua URSS*, en abril de 1986.

En caso de accidente en una central nuclear, los productos de fisión y el resto de material fisiónable, estructural o de soporte, alcanzan temperaturas elevadas que los llevan a fase gaseosa, lo que favorece una rápida dispersión. En el caso de producirse un escape radiactivo

algunos de los radionucleidos que se liberarían a la atmósfera serían:  $^3\text{H}$ ,  $^{14}\text{C}$ ,  $^{54}\text{Mn}$ ,  $^{55}\text{Fe}$ ,  $^{85}\text{Kr}$ ,  $^{89}\text{Sr}$ ,  $^{90}\text{Sr}$ ,  $^{95}\text{Zr}$ ,  $^{106}\text{Ru}$ ,  $^{131}\text{I}$ ,  $^{137}\text{Cs}$ ,  $^{140}\text{Ba}$ , etc.

La presencia en el medio ambiente de estos radionucleidos está controlada en nuestro país por el **Consejo de Seguridad Nuclear, CSN**, mediante la **Red de Vigilancia Radiológica Ambiental, REVIRA**, integrada por:

- **La red de vigilancia en el entorno de las centrales nucleares e instalaciones del ciclo de combustible.**
- **La red de vigilancia radiológica de ámbito nacional**, no asociada a instalaciones.

El objetivo de la red de vigilancia radiológica de ámbito nacional es el control y la vigilancia radiológica del medio ambiente, determinando los niveles de radiactividad del aire, de las aguas y del suelo, así como, de los alimentos básicos. Esta red está constituida por dos subredes:

- **La Red de Estaciones Automáticas (REA).**
- **La Red de Estaciones de Muestreo (REM).**

La **REA** está formada por 25 estaciones automáticas, repartidas por todo el territorio nacional. Estas estaciones están dotadas de instrumentación para medir en continuo variables radiológicas, tales como: tasa de dosis gamma, concentración de radón, radioyodos, emisores alfa y beta en aire y las variables meteorológicas temperatura, humedad relativa, dirección y velocidad del viento, precipitaciones y presión atmosférica.

La vigilancia radiológica a través de las estaciones automáticas, se completa con la recepción en el **CSN** de los datos suministrados por las 903 estaciones que integran la **Red de Alerta de la Radiactividad, RAR**, dependiente de la *Dirección General de Protección Civil*.

La **REM** está integrada por un conjunto de laboratorios e instituciones que colaboran con el **CSN** en la vigilancia del medio ambiente, mediante la toma de muestras y su posterior análisis radiológico, estando constituida por dos redes (**Figura 1.7**, página 25):

- **La Red Densa**, compuesta por diecinueve laboratorios distribuidos por todo el territorio nacional.
- **La Red Espaciada**, formada por cinco laboratorios.



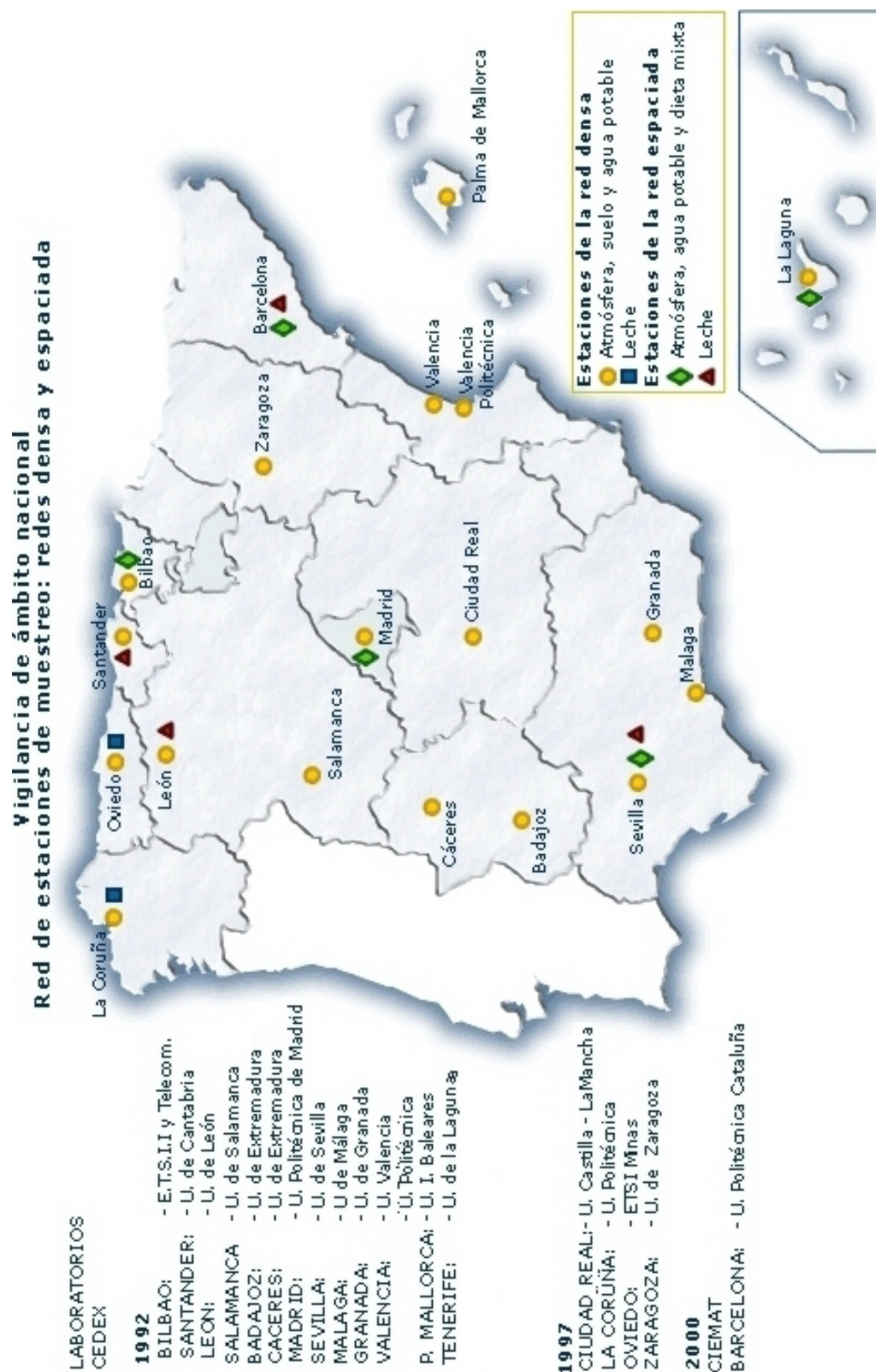


Figura 1.7. Red de estaciones de muestreo: Red Densa y Red Espaciada [www.csn.es].

El *Laboratorio de Radioquímica y Radiología Ambiental* de la *Universidad de Granada*, entró a formar parte de la *REM* en Diciembre de 1992, lo que nos ha permitido establecer el fondo radiactivo natural de Granada, y su evolución a lo largo del período de vigilancia.

#### 1.3.4. Usos médicos de la radiación

Hoy en día, según el *UNSCEAR*, los exámenes radiológicos empleados en el diagnóstico médico constituye la fuente más importante de exposición a la radiación artificial, habiendo estimado que las dosis individuales “*per cápita*” debido a estas prácticas son de 0.3 mSv, con un rango que oscila entre los 0.05 mSv y los 1.1 mSv [*UNSCEAR, 1993*].

Los valores promedio para una población determinada dependerán de la frecuencia con la que los individuos se sometan a un examen radiológico. Cuando a un paciente se le toma una radiografía éste puede recibir una dosis equivalente que oscila entre los 0.01 mSv y los 55 mSv<sup>6</sup>.

La dosis individual variará mucho de una persona a otra, obviamente, será nula para aquellas personas que no se sometan a ningún examen radiológico, y mucho mayor que el promedio para aquellas que se sometan a varios exámenes.

Otra práctica médica es la medicina nuclear, donde se emplean radionucleidos que dan lugar a dosis mucho mayores que las provocadas por los exámenes radiológicos, pero estas prácticas son empleadas en un menor número de pacientes. En el caso de la radioterapia se irradia una zona bien localizada del paciente con valores de dosis que son 10000 veces superiores a los valores naturales, no incluyéndose estos valores en el cálculo de la dosis promedio recibida por la población.

En la actualidad, se ha producido un aumento en el empleo de los exámenes radiológicos, debido a la extensión de los servicios de salud, tanto en los países desarrollados como en los que están en vías de desarrollo; simultáneamente, la dosis debida a cada radiografía tiende a disminuir debido al empleo de nuevas técnicas, tanto en el diseño de los tubos de *Rayos X* como en las películas radiográficas, al mejor entrenamiento del personal a cargo de realizar los exámenes, a la imposición normas que optimizan<sup>7</sup> su uso y a la adopción de estrictas medidas

---

<sup>6</sup>En los países industrializados se estima que se realizan entre 300 y 900 radiografías al año por cada 10000 habitantes.

<sup>7</sup>En el concepto de optimización se incluye no sólo la limitación de dosis al paciente y la protección de los órganos críticos, sino también la posibilidad del uso de exploraciones alternativas con métodos no ionizantes.

de protección radiológica, tanto para los pacientes, como para los profesionales y el público en general. Todos estos factores combinados hacen suponer que los valores promedios citados, anteriormente, no variarán demasiado en los próximos años.

## 1.4. Radionucleidos presentes en las muestras ambientales

Los radionucleidos presentes en las muestras ambientales pueden ser de origen natural o artificial. Los radionucleidos originados en los distintos procesos naturales, como son el  $^3\text{H}$ ,  $^7\text{Be}$  y  $^{14}\text{C}$ , son indistinguibles de los aportados por causas artificiales.

Los radionucleidos cosmogénicos se originan en forma de iones, que se fijan en las partículas que forman parte del aire, actuando como *núcleos de condensación*, mezclándose con el resto de sustancias presentes mediante distintos procesos de difusión, y alcanzan alturas cuyo valor depende de las condiciones de difusibilidad. Mediante la lluvia, la nieve o la deposición seca se produce el arrastre de estas partículas, llevándose consigo los radionucleidos presentes, ya sean de origen natural o artificial, así como, a los descendientes del radón.

Una vez que estos radionucleidos se encuentran en la superficie de la tierra son transportados por las aguas superficiales, y éstas a su paso por el terreno, lixivian y/o arrastran los diversos materiales que en él se hallan contenidos. La composición y concentración de las sustancias disueltas en el agua va a depender de su interacción con el medio que atraviesa, mediante los distintos procesos físico-químicos que tienen lugar, y por otra parte, hay que considerar las diversas reacciones químicas que se pueden dar entre los distintos componentes que constituyen el agua y el medio que la rodea. Por todo ello, la concentración en radionucleidos del agua va a estar afectada por numerosos factores, tales como: superficie de contacto, longitud de recorrido, litología del terreno, tiempo de contacto, temperatura, pH, etc.

Las muestras ambientales consideradas en esta *Memoria* son muestras de aire y agua, recogidas dentro del **Programa de Vigilancia Radiológica Ambiental** que se desarrolla en nuestro laboratorio. A continuación, procederemos a describir los distintos radionucleidos que pueden estar presentes en ellas.

### 1.4.1. Muestras de aire

La determinación de los radionucleidos presentes en las muestras de aire constituye una de las medidas más empleada en la vigilancia radiológica del medio ambiente, ya que permite establecer el fondo natural y determinar si se han liberado radionucleidos al medio, adoptándose, en este caso, las correspondientes medidas de seguridad y protección radiológica.

La recogida de estas muestras se lleva a cabo mediante la captación de aerosoles, haciendo pasar el aire a través de un filtro de nitrocelulosa que retiene la mayor parte de las partículas en suspensión. En estas muestras se pueden encontrar:

- *Los radionucleidos cosmogénicos.*
- *Los radionucleidos producidos en la desintegración de las familias radiactivas naturales*, ya que cada una de las familias radiactivas posee un descendiente gaseoso que puede ser liberado a la atmósfera, fijándose sus productos de desintegración en los aerosoles.
- *Los radionucleidos liberados en las pruebas de las armas nucleares.*
- *Los radionucleidos procedentes de los accidentes nucleares.*

En la **Tabla 1.9**, página 29, se muestran los radionucleidos que podrían estar presentes en las muestras de aerosoles, así como, su forma de desintegración y el origen de los mismos. En ella, se puede observar que la diferencia fundamental entre los radionucleidos naturales y artificiales se debe a sus respectivos procesos de desintegración. Los radionucleidos naturales presentan, fundamentalmente, emisiones alfa, mientras que los artificiales, salvo los elementos transuránicos, sólo dan lugar a emisiones beta y gamma.

La radiactividad de las muestras de aerosoles depende de la situación del punto de muestreo, es decir de la longitud y la latitud, de la altura, de la época del año y de las variables meteorológicas presión atmosférica, temperatura, condiciones del viento, lluvias, etc. [**Dueñas et al., 1999, Branford and Nelis, 1996, González-Gómez et al., 2006 y Azahara et al., 2003**].

La mayor parte de la radiactividad presente en las muestras de aerosoles es debida al  $^{222}\text{Rn}$  y al  $^{220}\text{Rn}$ , ya que sus productos de desintegración son emitidos a la atmósfera desde la litosfera e hidrosfera, fijándose en los núcleos de condensación, que permanecen en ella hasta que son eliminados por deposición, o bien, son arrastrados por las precipitaciones.

Una vez que las partículas han sido depositadas en el suelo pueden ser resuspendidas como resultado de la acción del viento, siendo éste un aspecto que hay que considerar a la hora de abordar la radiactividad en el aire.

Tabla 1.9. Radionucleidos presentes en las muestras de aerosoles [Clark and Fritz, 1997].

Radionucleido	Modo de Desintegración	Origen
$^3\text{H}$	$\beta^-$	Cosmogénico. Explosiones Nucleares. Aportaciones recientes de la industria nuclear
$^7\text{Be}$	C.E.	Cosmogénico.
$^{14}\text{C}$	$\beta^-$	Cosmogénico. Explosiones Nucleares.
$^{40}\text{K}$	$\beta^-$ , $\beta^+$ y C.E.	Resuspensión desde el suelo.
$^{90}\text{Sr}$	$\beta^-$	Remanente de explosiones nucleares.
$^{137}\text{Cs}$	$\beta^-$	Remanente de explosiones nucleares.
$^{210}\text{Pb}$	$\beta^-$	Exhalación del $^{222}\text{Rn}$ .
$^{214}\text{Bi}$	$\beta^-$ y $\alpha$	Exhalación del $^{222}\text{Rn}$ .
$^{214}\text{Pb}$	$\beta^-$	Exhalación del $^{222}\text{Rn}$ .

#### 1.4.2. Muestras de agua

Todas las aguas presentes en la corteza terrestre poseen sustancias radiactivas, bien disueltas o formando parte de la propia molécula de agua, siendo este el caso del  $^3\text{H}$ . La presencia de radionucleidos en el agua es debida a:

- ▶ La **disolución de los materiales radiactivos** existentes en la litología que está en contacto con el agua. Por esta vía llegan al agua los componentes de las tres familias radiactivas,  $^{238}\text{U}$ ,  $^{235}\text{U}$  y  $^{232}\text{Th}$ , así como, los radioisótopos naturales  $^{40}\text{K}$ ,  $^{50}\text{V}$ ,  $^{87}\text{Rb}$ ,  $^{115}\text{In}$ ,  $^{138}\text{La}$ ,  $^{147}\text{Sm}$ , etc.
- ▶ A la incorporación de los **radionucleidos cosmogénicos**.
- ▶ A la incorporación de los **radionucleidos liberados** en la atmósfera por las explosiones nucleares.

El agua utilizada para bebida, producción y elaboración de alimentos, no debería contener materiales radiactivos en disolución o en suspensión. Sin embargo, el agua los contiene en bajas concentraciones, y éstas deben ser inferiores a los límites establecidos en el *Real Decreto*,

de 7 de febrero, por el que se establecen los *Criterios Sanitarios de la Calidad del Agua de Consumo Humano [BOE N°45, 2003]*. En este Real Decreto se fijan los siguientes límites:

- ◆ **Tritio:**  $100 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$ .
- ◆ **Índice de actividad alfa total:**  $0.1 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$ .
- ◆ **Índice de actividad beta resto:**  $1 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$ .
- ◆ **Dosis indicativa total:**  $0.10 \text{ mSv}\cdot\text{año}^{-1}$ .

El agua puede disolver una amplia gama de sustancias, siendo éstas las que le confieren sus características particulares. Estos materiales disueltos provienen de la disolución de las sustancias presentes en la naturaleza o de la solubilización de las sustancias incorporadas al medio por la acción del hombre. Las sales solubles solo necesitan que se den las condiciones físicas favorables para disolverse, mientras que en el caso de las sales no solubles es necesario que se den transformaciones físicas y químicas. La solubilización de los distintos compuestos químicos se produce fundamentalmente por dos procesos:

- ◇ **Disolución:**
  - ◇ Gases.
  - ◇ Sales solubles.
- ◇ **Procesos químicos:** Hidratación, hidrólisis, oxidación y reducción, etc.

Los factores de los que depende la disolución de las sales solubles son [Aznar Carrasco, 1997]:

- **Superficie de contacto.**
- **Longitud de recorrido.**
- **Tipología del terreno.**
- **Difusión.**
- **Tiempo de contacto.**
- **Temperatura.**
- **Presión.**

De todos los factores citados anteriormente los que influyen en una mayor medida en la disolución de las sales son la superficie de contacto y la longitud del recorrido. Por otro lado, cuanto mayor sea el tamaño de grano y la superficie de éste, mayores serán las concentraciones de sales en el agua, y por ello, este agua tendrá una composición química más variada.

La cantidad de materiales radiactivos disueltos en el agua está en función de la litología del terreno, ya que la cantidad y distribución de uranio y torio varía de un tipo de rocas a otras, como se puede apreciar en la **Tabla 1.10**.

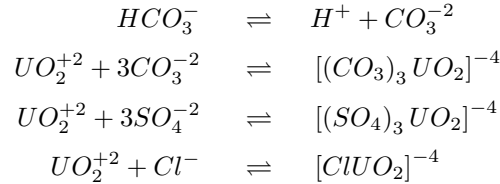
**Tabla 1.10.** *Contenido medio de radionucleidos en rocas [Garzón Ruipérez, 1979].*

<b>Tipo de Roca</b>	<sup>226</sup> Ra (Bq·Kg <sup>-1</sup> )	<sup>238</sup> U (Bq·Kg <sup>-1</sup> )	<sup>232</sup> Th (Bq·Kg <sup>-1</sup> )	<sup>40</sup> K (Bq·Kg <sup>-1</sup> )
<b>Ígneas</b>	48.1	52.17	48.84	799.2
<b>Sedimentarias</b>				
<i>Arenas</i>	26,27	15,91	25,9	336,7
<i>Arcillas</i>	39,96	40,70	40,70	828,8
<i>Calizas</i>	17,39	5,18	5,18	828,8

En el caso de las aguas superficiales el contenido en radionucleidos obedecerá a la naturaleza de los materiales superficiales, mientras que en las aguas subterráneas, dependerá de la litología que conforma el acuífero y de los procesos de lixiviación, disolución, exhalación, emanación, etc., que actúen. Así, por ejemplo, las aguas procedentes de macizos graníticos tendrán mayor radiactividad que la de los terrenos calcáreos.

El **uranio** es un elemento minoritario en la corteza terrestre, pero es 800 veces más abundante que el oro. La solubilidad de muchos de sus compuestos dan lugar a concentraciones que oscilan entre los  $5 \cdot 10^{-5}$  y  $1 \cdot 0^{-2}$  ppm [Davis and De Wiest, 1971]. Debido a su alta reactividad química el uranio no se encuentra libre en la naturaleza, sino que está formando parte de minerales como: la antanita  $((\text{PO}_4)_2(\text{UFO}_2)_2)$ , la carnotita  $(\text{UFO}_4)(\text{UO}_2)\text{K}_2$ , la uraninita  $(\text{UO}_2)$ , etc., siendo sus valencias más estables la 4 y la 6, a las que corresponden los iones  $\text{U}^{4+}$  y  $\text{UO}_2^{+2}$  (uranilo). El ion  $\text{U}^{4+}$  se puede transformar en el  $\text{UO}_2^{+2}$ , y éste a su vez en el  $\text{U}^{4+}$ , mediante reacciones de oxidación-reducción. El ion uranilo presenta una gran facilidad para formar complejos solubles con los iones presentes en el agua ( $\text{SO}_4^{-2}$ ,  $\text{CO}_3^{-2}$  y  $\text{Cl}^-$ ) mediante diversas reacciones, algunas de las cuales se presentan a continuación [Cotton, F. A. y

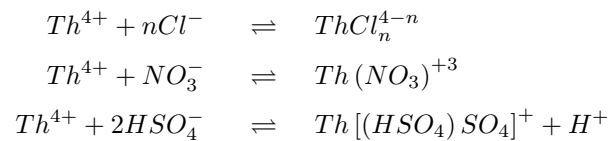
Wilkinson Geoffrey, 1993]:



El proceso de erosión de la corteza terrestre da lugar al afloramiento de formaciones graníticas y al ataque de éstas por los agentes meteóricos, que junto con las reacciones de oxidación-reducción y la formación de complejos solubles, explicaría la presencia del uranio en el agua.

El  $^{232}\text{Th}$  es otro elemento minoritario en la corteza terrestre, aunque es más abundante que el uranio, ya que el torio tiene una abundancia media de 9.6 ppm mientras que la del uranio es de 3.0 ppm [Garzón Ruipérez, 1979]. El torio no se presenta libre en la naturaleza, sino que en todos sus compuestos aparece en forma de ion tetravalente. Hay pequeñas cantidades de torio en el silicato de torio (torito); en la orangita, una variedad de torito, y en la torianita, un mineral radiactivo compuesto por óxido de torio y de uranio. Las mayores concentraciones se dan en las arenas de monacita, apareciendo éste en forma de óxido de torio,  $\text{ThO}_2$ .

El  $\text{Th}^{4+}$  se hidroliza fácilmente a  $pH = 4.0$  originando especies complejas, cuya naturaleza depende de los aniones presentes, del pH, etc. Forma fácilmente complejos con aniones tales como:  $\text{Cl}^-$ ,  $\text{HSO}_4^-$ ,  $\text{NO}_3^-$ , etc., mediante reacciones como las que se detallan a continuación:



El  $^{226}\text{Ra}$  es uno de los productos de desintegración del  $^{238}\text{U}$ . El radio, en cuanto a su comportamiento, es geoquímicamente similar al bario por lo que es fácilmente retenido por arcillas y coloides. Además, sus sales en la naturaleza coprecipitan con el bario, el calcio y el manganeso. La adsorción del radio se inhibe a pH bajo y en presencia de grandes concentraciones de  $\text{Ca}^{2+}$ , debido a que los iones  $\text{Ca}^{2+}$  y  $\text{H}_3\text{O}^+$  compiten con el radio por los lugares de adsorción. En las aguas subterráneas, procedentes de grandes profundidades, se han encontrado valores de radio altos, entre 3.7 y  $2.6 \cdot 10^1 \text{ Bq} \cdot \text{l}^{-1}$ . En el agua procedente de acuíferos



en el que las rocas poseen un alto contenido en uranio se han encontrado valores superiores a los  $1.1 \cdot 10^{-1} \text{ Bq} \cdot \text{l}^{-1}$ , mientras que las procedentes de acuíferos en los que predominan las rocas sedimentarias se han determinado concentraciones en  $^{226}\text{Ra}$  inferiores a  $3.7 \cdot 10^{-2} \text{ Bq} \cdot \text{l}^{-1}$ .

El **potasio** es un elemento muy abundante en la corteza terrestre, ya que se encuentra formando parte de silicatos, calizas, granitos, etc. El potasio natural posee tres isótopos:  $^{39}\text{K}$  y  $^{41}\text{K}$  estables, y el  $^{40}\text{K}$ , radiactivo. La abundancia isotópica del  $^{40}\text{K}$  es del 0.0118%, por lo que su concentración media es de 2.9 ppm. El agua potable suele contener 2.5 ppm de potasio, es decir,  $3 \cdot 10^{-4} \text{ mg} \cdot \text{l}^{-1}$  de  $^{40}\text{K}$ , lo que equivaldría a  $7.4 \cdot 10^{-2} \text{ Bq} \cdot \text{l}^{-1}$ .



# PARTE I

---

---

## *Descripción de los Materiales y Equipos*

---

---



---

## Capítulo 2

# Descripción de los Materiales y de los Equipos de Medida Empleados

---

### 2.1. Introducción

Los radionucleidos pueden emitir en su proceso de desintegración radiaciones electromagnéticas, partículas alfa y/o partículas beta. Estas partículas al atravesar la materia provocan perturbaciones más o menos importantes al interactuar con los núcleos y electrones mediante interacciones a distancia (choques electrostáticos). En el caso de la radiación electromagnética, por carecer de carga, no produce directamente tales efectos, pero en su interacción por *efecto fotoeléctrico*, *Compton* o *creación de pares* origina electrones rápidos, que indirectamente, dan lugar a los mismos efectos de perturbación que las partículas cargadas. El efecto de estas perturbaciones dependerá de la intensidad de la colisión electrostática; Si la cesión de energía es pequeña, se pueden producir procesos de excitación, donde los electrones que sufren el choque son promovidos a niveles energéticos excitados, por lo que en este caso, no existe separación neta de carga eléctrica y el efecto subsiguiente sería la vuelta de los electrones excitados a niveles inferiores, restableciéndose los estados fundamentales de los átomos excitados. Este proceso de desexcitación se produce, por lo general, mediante la emisión de radiación electromagnética; Si la cesión de energía rebasa ciertos umbrales, el electrón excitado puede recibir energía suficiente para que se produzca su ionización, formándose un plasma de iones y electrones que tenderán a recombinarse para restablecer de nuevo las condiciones de neutralidad de la materia. En los casos más extremos se pueden romper enlaces químicos, produciéndose disociaciones que darán lugar a la formación de radicales libres.

Cualquiera de los tres procesos anteriores puede constituir el fundamento de un *detector*. Hay que distinguir entre los detectores, que son meros contadores de partículas o de fotones, y los *espectrómetros*, donde además de la información de presencia que da el detector, se determina la energía de los eventos ionizantes.

Los diferentes tipos de detectores empleados en la detección y medida de las radiaciones ionizantes pueden clasificarse atendiendo a la naturaleza de la interacción de las radiaciones con el medio de detección. De acuerdo con esto, tendremos detectores que basan su funcionamiento en la ionización producida en su interior, siendo este el caso de las *cámaras de ionización*, *contadores proporcionales*, *contadores Geiger-Müller*, *contadores de cristal* y *cámaras de niebla*, y por otra parte, tenemos los contadores de centelleo, basados en procesos de excitación, en los que un electrón orbital recibe una cierta cantidad de energía que, si bien no es suficiente para que se produzca su ionización, lo lleva a un estado excitado. Cuando este electrón excitado vuelve a su estado fundamental la energía de desexcitación puede emitirse en forma de un destello luminoso de una longitud de onda característica.

En las medidas realizadas en esta *Memoria* se ha empleado un contador proporcional, un espectrómetro de centelleo líquido y un espectrómetro gamma, que a continuación pasaremos a describir con más detalle, pero en primer lugar, describiremos los dispositivos empleados en la toma de muestra, así como, los portamuestras empleados en la medida de las mismas.

## 2.2. Dispositivos empleados en la toma de muestra

### 2.2.1. Sistema de captación de aerosoles

Para la captación de los aerosoles se ha utilizado una bomba de aspiración, marca **RA-DECO**, modelo **AVS-28A**, diseñada para muestreo continuo. Las características más destacadas de esta bomba son [SAIC-RADECO, 1991]:

- Flujo de aire ajustable entre 15 y 85 l·min<sup>-1</sup>.
- Rotámetro tipo Venturi con una precisión de  $\pm 5\%$ .
- Contador de tiempo digital de 0 a 9999.9 horas.

La bomba está provista de una cabeza captora, de la marca **SAIC-RADECO**, modelo **2500-46**, de 47 mm de diámetro, con un portamuestras para filtros en la parte superior, en el que se colectan las partículas de polvo y, en la parte inferior, se encuentra el portamuestras para los cartuchos de carbón activo, en los que se adsorben los gases. Con esta disposición se evita que las partículas de polvo alcancen el cartucho de carbón activo.

La bomba se instaló en el *Laboratorio de Radioquímica y Radiología Ambiental* y se le acopló un prolongador de unos 4 metros de longitud, colocándose en su extremo la cabeza captora provista de una cubierta protectora para evitar que se moje con la lluvia (**Figura 2.1**).



**Figura 2.1.** Sistema de captación de aerosoles.

### 2.2.2. Toma de muestras del agua potable

Para la toma de muestra del agua potable se han utilizado botellas de polietileno de alta densidad, con una capacidad de 10 litros, realizándose la toma en las instalaciones del *Laboratorio de Radioquímica y Radiología Ambiental*, del departamento de **Química de Inorgánica**, de la **Facultad de Ciencias**, de la **Universidad de Granada**.

## 2.3. Portamuestras empleados en las medidas de las muestras

### 2.3.1. Filtros para la retención de partículas de polvo atmosférico

Para la retención de los aerosoles se han empleado filtros de nitrocelulosa de 47 mm de diámetro, marca **MILLIPORE**, con una eficiencia de retención próxima al 100 % para partículas con un tamaño superior a 0.8  $\mu\text{m}$ .

### 2.3.2. Láminas de plástico termorresistentes

Este tipo de portamuestras se ha empleado en la medida de las muestras de agua potable por espectrometría gamma. Se trata de una lámina de plástico termorresistente, marca **REYNOLDS**, y con unas dimensiones de 38 cm de largo por 25 cm de ancho.

### 2.3.3. Planchetas estriadas

Estos portamuestras se han utilizado en la medida de los índices de actividad alfa total, beta total y beta resto. Son planchetas estriadas de acero inoxidable que poseen un diámetro de 49 mm y una altura de 5 mm.

### 2.3.4. Planchetas no estriadas

Este tipo de portamuestras se han empleado en la medida del  $^{90}\text{Sr}$  en el contador proporcional  $\alpha/\beta$  de bajo fondo. Son planchetas de acero inoxidable de 49 mm de diámetro y 5 mm de alto.

### 2.3.5. Viales para la medida en el espectrómetro centelleo líquido

Este portamuestras es un vial de vidrio con bajo contenido en potasio, suministrado por **PACKARD**, con las siguientes características:

- Capacidad:** 20 ml.
- Dimensiones:** 6 cm de alto y 2.5 cm de diámetro.

## 2.4. Patrones de calibrado

### 2.4.1. Disolución patrón de $^{241}\text{Am}$

Este patrón fue suministrado por el **Laboratorio de Metrología y Radiaciones Ionizantes** del **CIEMAT**, con las siguientes características:

- Actividad total:** 7060 Bq, el 23 de Noviembre de 2000.
- Referencia:** MRC2000-074.
- Volumen:** 5 ml.



- **Disolución:** en medio HNO<sub>3</sub> 1 M.
- **Actividad específica en peso:**  $S_p = 1411,8 \pm 7 \text{ Bq} \cdot \text{g}^{-1}$ .

#### 2.4.2. Disolución patrón para espectrometría gamma

Este patrón está constituido por una mezcla de radionucleidos que poseen períodos de semidesintegración relativamente largos, y en su desintegración originan una gran cantidad de emisiones gamma, dando lugar a fotopicos bien diferenciados entre sí y repartidos en todo el rango de energías de la ventana de medida. Las características de este patrón son las siguientes:

- **Actividad total:** 2  $\mu\text{Ci}$  (74000 Bq) el 1 de Julio de 1997.
- **Volumen:** 50 ml.
- **Disolución:** en medio HCl 4 M.

El cóctel patrón gamma está formado por los siguientes radionucleidos: <sup>133</sup>Ba, <sup>60</sup>Co, <sup>137</sup>Cs y <sup>152</sup>Eu, que emiten una gran cantidad de fotones, empleándose en el calibrado del espectrómetro gamma los fotopicos que figuran en la **Tabla 2.1**.

**Tabla 2.1.** Características de los radionucleidos que constituyen el cóctel gamma.

Radionucleido	Energía (KeV)	Intensidad	dps/g	Período (Años)
<sup>60</sup> Co	1173,2	1,000	116,7	5,27
<sup>60</sup> Co	1332,5	1,000	116,7	5,27
<sup>133</sup> Ba	81,0	0,330	151,5	10,50
<sup>133</sup> Ba	276,4	0,069	29,6	10,50
<sup>133</sup> Ba	302,8	0,178	75,4	10,50
<sup>133</sup> Ba	356,0	0,605	257,2	10,50
<sup>133</sup> Ba	383,8	0,087	40,1	10,50
<sup>137</sup> Cs	661,6	0,900	440,7	32,20
<sup>152</sup> Eu	121,8	0,284	127,7	13,60
<sup>152</sup> Eu	244,7	0,075	30,7	13,60
<sup>152</sup> Eu	344,3	0,265	117,1	13,60
<sup>152</sup> Eu	778,9	0,127	57,4	13,60
<sup>152</sup> Eu	867,3	0,042	17,5	13,60
<sup>152</sup> Eu	964,0	0,144	67,6	13,60
<sup>152</sup> Eu	1085,8	0,100	58,5	13,60
<sup>152</sup> Eu	1112,0	0,133	64,3	13,60
<sup>152</sup> Eu	1407,9	0,207	101,3	13,60

### 2.4.3. Disolución patrón de $^{90}\text{Sr}$

Esta disolución fue suministrada por el **Laboratorio de Metrología y Radiaciones Ionizantes** del **CIEMAT**. En ella, se encuentra en equilibrio secular los radionucleidos  $^{90}\text{Y}$  y  $^{90}\text{Sr}$ , y posee las siguientes características:

- **Actividad total:** 3960 Bq, el 17 de Noviembre de 2000.
- **Referencia:** MRC2000-073.
- **Disolución:** en medio HCl 1 M.
- **Volumen:** 20 ml.
- **Actividad específica en peso:**  $S_p = 197,8 \pm 0,3 \text{ Bq} \cdot \text{g}^{-1}$ .

## 2.5. Equipos de medida

### 2.5.1. Espectrómetro gamma multicanal

Los rayos gamma son un tipo de radiación electromagnética, y como tal, viajan a la velocidad de la luz, no tienen carga eléctrica y poseen una masa en reposo nula. En general, los fotones gamma son emitidos por los núcleos como resultado del reajuste energéticos de éstos después de una emisión alfa y/o beta; aunque también pueden ser emitidos de forma directa, en una transición isomérica, sin que haya tenido lugar una emisión previa.

Las energías e intensidades de los rayos gamma emitidos por un determinado radionucleido son características, y determinan su esquema de desintegración. Esta propiedad, junto con su período de semidesintegración, se utiliza para identificar a cada radionucleido de forma unívoca. Sin embargo, la energía de los fotones no es única, ya que radionucleidos diferentes pueden emitir rayos gamma de la misma energía, por lo que únicamente el espectro completo de los fotones gamma emitidos nos permite identificarlo.

La energía con la que son emitidos los rayos gamma oscila entre 0,1 y 10 MeV. Cuando los rayos gamma atraviesan un medio material parte de esta energía es absorbida por los núcleos que forman ese medio, y como consecuencia de ello, se pueden dar procesos de:

- ▶ **Ionización.**
- ▶ **Excitación.**

De forma general, la interacción de la radiación gamma con la materia puede tener lugar de tres formas distintas:

- ❑ **Dispersión elástica:** Cambia la energía y dirección de la radiación, pero no se produce cambio en la energía interna de los átomos que constituyen el medio material.
- ❑ **Dispersión inelástica:** Cambia la energía y dirección de la radiación, y también se produce un cambio en la energía de los núcleos que constituyen el medio material.
- ❑ **Absorción:** La radiación se incorpora al medio y el sistema resultante desprende el exceso de energía por un proceso distinto.

La radiación gamma puede interactuar con la materia mediante nueve procesos distintos, que se clasifican en función del tipo de interacción y de la parte de los átomos con la que ésta se produce. Atendiendo a dicha clasificación en la **Tabla 2.2** hemos recogido estos procesos de interacción [Pérez Modrego, S. y Plata Bedmar, A., 1965].

**Tabla 2.2.** *Interacción de la radiación gamma.*

<b>TIPO DE INTERACCIÓN</b>			
<b>Interacción</b>	<b>Colisión Elástica</b>	<b>Colisión Inelástica</b>	<b>Absorción</b>
<b>Núcleo Atómico</b>	Dispersión Nuclear Coherente	Resonancia Nuclear	Fotodesintegración
<b>Electrones Orbitales</b>	Dispersión Rayleigh	Efecto Compton	Efecto Fotoeléctrico
<b>Campo Eléctrico</b>	Simple Desviación	Dispersión Delbruck	Producción de Pares

De los nueve procesos que figuran en la tabla anterior, los que poseen una mayor importancia desde el punto de vista de la espectrometría gamma son:

- **Efecto fotoeléctrico.**
- **Efecto Compton.**

### ■ Producción de pares.

La espectrometría gamma es una técnica de medida basada en la obtención de los espectros de energías de las radiaciones gamma emitidas por los radionucleidos. La forma de estos espectros va a depender de numerosos factores, tales como: *el tamaño del cristal detector, la energía de la radiación gamma, los materiales que rodean al detector, es decir del blindaje, la existencia de otras radiaciones distintas a la radiación gamma, etc. . .*

La espectrometría gamma nace con la obtención de los primeros cristales de **NaI(Tl)** y el acoplamiento de éstos a tubos fotomultiplicadores, obteniendo una señal que es recogida en un analizador multicanal, lo que permitió obtener los primeros espectros gamma. Este tipo de detectores se caracterizaban por poseer un escaso poder de resolución.

Con la aparición de los primeros detectores semiconductores se produjo un gran avance, ya que con ellos se disponía de un mayor poder de resolución, lo que permitía diferenciar radiaciones de energías muy próximas. La detección de la radiación gamma mediante detectores semiconductores está basada en la interacción de la radiación con el detector, ya que se produce la ionización y excitación de los átomos del material detector, lo que da lugar a la creación de pares **electrón-hueco**, que se pueden originar de forma directa o indirecta. En el primer caso, los rayos gamma a lo largo de su trayectoria por el cristal detector, van cediendo parte de su energía a los electrones situados en la banda de valencia, los cuales pasan a la banda de conducción, creándose el correspondiente hueco en la banda de valencia. Estos pares **electrón-hueco** se seguirán produciendo hasta que el rayo gamma haya cedido toda su energía. En el segundo caso, el rayo gamma incidente produce electrones altamente energéticos que son los que ceden la energía y originan pares **electrón-hueco**.

La utilización de este tipo de detectores presenta las siguientes ventajas:

- ❑ El rayo gamma cede toda su energía en un recorrido corto por el cristal detector, ya que estos cristales se caracterizan por poseer una elevada densidad.
- ❑ La energía necesaria para producir un par **electrón-hueco** es, por término medio, de 2.8 eV, siendo este valor independiente del tipo de partícula y de su energía. Esta energía es una 200 veces menor que la necesaria para producir un fotoelectrón en el detector de centelleo de **NaI(Tl)**, lo que permite separar fotopicos de energías muy próximas.
- ❑ En este tipo de detectores la movilidad de los electrones y los huecos es elevada, lo que unido a las pequeñas dimensiones del volumen efectivo del detector, da lugar a un tiempo de colección de carga muy pequeño y, por tanto, a un poder de resolución elevado.

### Descripción del espectrómetro gamma

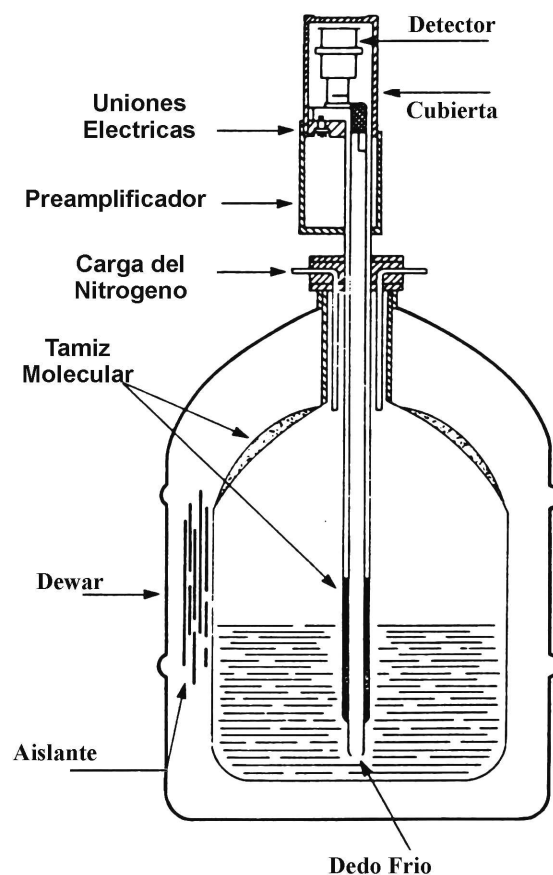
En nuestro espectrómetro gamma podemos distinguir tres partes, claramente diferenciadas, atendiendo a su función [Canberra Nuclear, 1990]:

- **Detector:** Es el responsable de la detección de la radiación gamma.
- **Cadena electrónica:** Es la encargada del tratamiento y clasificación de los impulsos.
- **Analizador espectral:** En él tiene lugar el tratamiento y almacenamiento de los datos.

El sistema de detección está formado por un detector gamma de germanio intrínseco, coaxial, tipo reverse, marca **CANBERRA**, modelo **GR-2020 7500SL**, en configuración vertical, como se muestra en la **Figura 2.2**, situado encima de un recipiente, denominado criostato, en cuya doble pared se ha practicado el vacío, estando en contacto térmico con el Nitrógeno líquido por medio de una barra denominada "*dedo frío*", y que permite que el detector trabaje a la temperatura de  $-195.8^{\circ}\text{C}$ .

El preamplificador se encuentra situado inmediatamente debajo del detector, de forma que la etapa de entrada del preamplificador se mantenga a la misma temperatura que el cristal de germanio.

El funcionamiento del detector y del preamplificador a baja temperatura nos garantiza que el nivel de ruido asociado a los impulsos eléctricos generados en el detector, sea muy bajo, debido a que los elec-

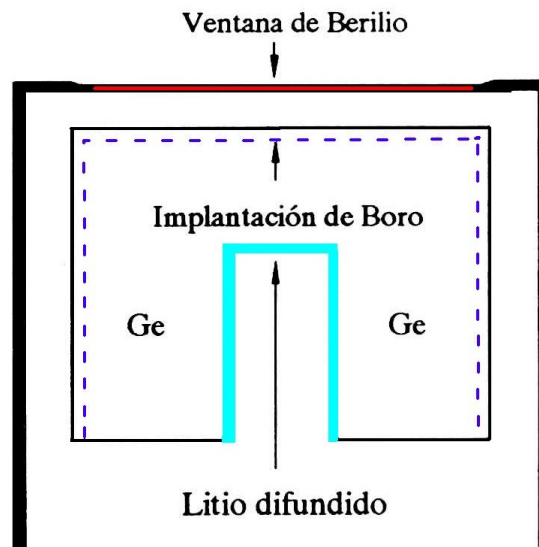


**Figura 2.2.** Configuración del detector gamma.

trones de valencia están localizados en los niveles de energía más bajos, que son los correspondientes a la banda de valencia, y por tanto, permanecerá desocupada la banda de conducción.

El detector en sí es un diodo de Ge con estructura P-I-N, es decir, que posee una zona de germanio intrínseco entre una zona de tipo *P* y otra tipo *N*, dispuesta como se indican en la **Figura 2.15**, y que funcionan como contactos de polarización .

En los detectores coaxiales tipo reverse, a diferencia de lo que ocurre con los detectores convencionales, el electrodo tipo *P*, boro implantado, está en el exterior y el de contacto tipo *N*, litio difundido, se encuentra en la zona interna, y por ello, los electrones libres de la región tipo *N* tienden a difundirse en la región tipo *P*, mientras que los huecos lo hacen en sentido contrario. Como consecuencia de esto, se establece una barrera de potencial entre ambas regiones que se opone al traspase de uno y otros portadores a través de la zona de unión, originándose una región vacía de portadores, en la que se dan las condiciones apropiadas para la detección de la radiación e identificación de su energía, siempre y cuando la energía haya sido totalmente absorbida en el volumen útil de detección. Para incrementar el tamaño de la barrera de potencial, en la zona de unión, se aplica exteriormente una diferencia de potencial con una polarización inversa<sup>1</sup>.



**Figura 2.3.** Esquema del cristal de Ge.

Para poder medir los fotones de baja energía se le acopla a la parte superior del detector una lámina de berilio de 50 mm de diámetro y de 0.5 mm de espesor.

Las características de un detector de germanio se establecen a partir de emisiones gamma con energías bien definidas, atendiendo a las siguientes premisas: rendimiento de detección, la resolución y forma de los fotopicos, y a la relación entre las detecciones en la línea y en el borde Compton.

<sup>1</sup>En nuestro laboratorio la cadena de espectrometría gamma trabaja a un potencial de 3950 V.

De forma general, la resolución de un detector se suele expresar como la anchura del fotopico a la mitad de su altura máxima, expresada en KeV, y referida a los fotopicos de 122.06 KeV del  $^{57}\text{Co}$  y de 1332.5 KeV del  $^{60}\text{C}$ . Para referirnos a la resolución del detector se emplean las iniciales ***FWHM***<sup>2</sup>.

Las características que posee nuestro detector son las siguientes:

- **Resolución:** De 1 KeV para una energía de 122.06 KeV y de 2 KeV para una energía de 1332.5 KeV.
- **Relación fotopico/Compton:** De 50:1.
- **Linealidad del detector:** Entre 5 KeV y 10 MeV.
- **Eficiencia total:** Es un 20 % de la que tendría en un detector de ***NaI(Tl)*** de 3 × 3 pulgadas, y referida al fotopico de 1332.5 KeV del  $^{60}\text{Co}$ , realizando la medida a una distancia de 2.5 cm.

El blindaje del detector de germanio, fue diseñado en nuestro laboratorio, y consta de las siguientes partes (**Figura 2.4**, página 48):

- ▶ Una mesa de hierro de 75 cm de anchura, altura y fondo, y con cuatro patas cuadradas de 4×4 cm<sup>2</sup>, reforzadas en su base, con una lámina de 6 mm de espesor y 7.5 cm de lado. Tres de los cuatro laterales se han reforzado con una barra horizontal y otra vertical de hierro, y en el frontal se soldaron unas escuadras de hierro de 10.4×22.5 cm<sup>2</sup>. El tablero de la mesa es una lámina de hierro de 8 mm de espesor, provisto de una ranura central de 13 cm de ancho que termina en un arco.
- ▶ Sobre la mesa se construyó un castillete de ladrillos de plomo de 47 cm de anchura y de profundidad, y de 48.5 cm de altura, con un espesor de 10.5 cm. El interior está recubierto con unas láminas de hierro de 7 mm de espesor, al objeto de reducir la contribución del fotopico del rayo X del plomo. Las dimensiones interiores del blindaje son: 23 cm de anchura, 24.5 cm de profundidad y 37.3 cm de altura. El interior del blindaje está recubierto de una lámina de plástico adhesiva para facilitar su descontaminación, en el caso de que se produjera una contaminación accidental.
- ▶ El blindaje está provisto de una puerta de hierro y plomo formada por dos planchas de hierro de 6 mm de espesor, 36 cm de anchura y altura, y 6.7 cm de separación interna, que se desliza sobre unos cojinetes. En su interior se han colocado ladrillos de plomo con un espesor de 5.2 cm.

---

<sup>2</sup>***FWHM*** proviene de la expresión inglesa “*Full Width at Half Maximum*”.

- ▶ El peso total del blindaje es de 870 Kg de plomo y de 130 Kg de hierro.



**Figura 2.4.** Blindaje del detector de Germanio.

El equipo de espectrometría gamma está constituido por los siguientes componentes electrónicos (**Figura 2.5**, página 50):

- **Fuente de Alimentación de Alta Tensión**, marca **CANBERRA**, modelo **3106D**. La tensión de salida es regulable de 0 a  $\pm 6000$  voltios, con una resolución de  $\pm 10$  voltios. La intensidad de la corriente de salida es de  $100 \mu\text{A}$ . Polaridad positiva y negativa. Posee un ruido electrónico menor de 3 mV, operando en un rango de temperatura comprendido entre los  $0^\circ\text{C}$  y los  $50^\circ\text{C}$ .
- **Preamplificador**, marca **CANBERRA**, modelo **2002 SL**, con un ruido inferior a 600 eV para una capacidad de entrada de 0 microfaradios. La capacidad de conteo es superior a las 200000 cps para el fotopico de 1332.5 KeV del  $^{60}\text{Co}$ .



Permite tensiones de polarización entre  $\pm 5000$  voltios. Incluye un filtro con una constante de tiempo de 10 s y un sistema de optimización de polo cero y restaurador de línea base.

- **Amplificador Lineal de Espectrometría**, marca *CANBERRA*, modelo **2020**. Esta dotado de ganancia gruesa seleccionable en 6 posiciones que van desde 10 hasta 3000, ganancia fina variable entre un factor de 0.3 hasta 1.3. El tiempo de subida es menor que la constante de tiempo, estando ésta comprendida entre 250 ns y 6  $\mu$ s. Posee un ruido  $\leq 3.4 \mu$ V, referido a la entrada con una ganancia mayor de 100 y 3  $\mu$ s de constante de tiempo. La señal mínima detectable viene determinada por el ruido del conjunto detector/preamplificador.
  
- **Convertidor Analógico Digital (ADC)**, marca *CANBERRA*, modelo **8701**. Posee un discriminador de nivel inferior y superior. Análisis de la altura de impulso para cada canal. Offset digital en incrementos de 128 canales. Interfase de acceso directo a memoria. Posee una resolución de 8192 canales. Entrada con rechazador de apilamiento de pulsos. Acepta pulsos positivos unipolares y bipolares.
  
- **Analizador Multicanal (MCA)**, marca *CANBERRA*, *System 100*, modelo **4610**, con las siguientes características:
  - Memoria de 16384 canales.
  - División de la memoria en 16 zonas.
  - Control para un posible cambiador de muestras.
  - Microprocesador de 16 bit.
  - Interfase para conexión de ADC externo.
  - Admite un máximo de  $2^{32}$  cuentas por canal.
  - Posibilidad de calibración en energías, cálculo de áreas, suavizado, etc. . .
  - Control externo de sus funciones y análisis de datos mediante un microprocesador.

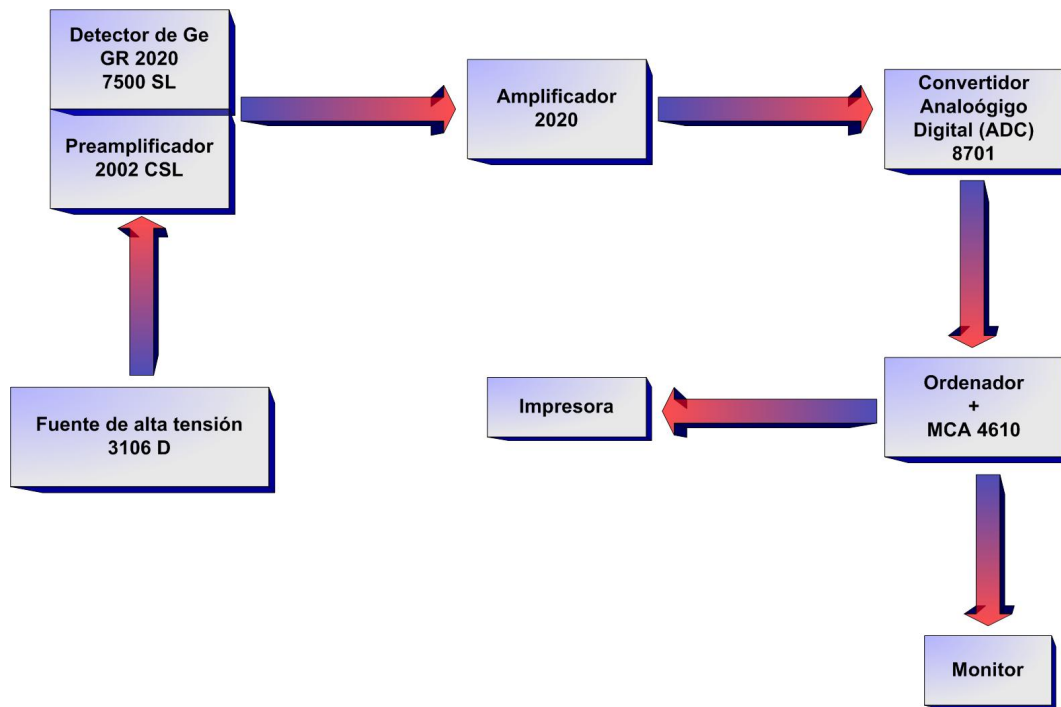


Figura 2.5. Diagrama de la cadena de espectrometría gamma.

Cuando la radiación gamma interacciona con el detector se originan impulsos eléctricos que pasan al preamplificador. Éste se encuentra situado lo más cerca posible del detector, con el fin de que los impulsos eléctricos no se distorsionen. El impulso de salida del preamplificador pasa al amplificador, donde se le da la forma más adecuada para su posterior tratamiento en el convertidor analógico-digital, *ADC*. En el *ADC* se clasifican los impulsos según su altura máxima, asignándoles una dirección de memoria específica, en función de la amplitud. A la salida del *ADC* se obtiene la amplitud de los impulsos codificada digitalmente. La información digital pasa al analizador multicanal, *MCA*, donde cada vez que le llega un impulso añade una cuenta a la dirección de memoria correspondiente a dicha amplitud. El *MCA* controla la visualización del espectro en la pantalla, el envío de datos al disco duro, la impresora, etc. . .

El sistema está equipado con un programa de análisis de espectros gamma, marca **CAN-BERRA**, llamado *Genie-2000*, version *v.1.4* [Canberra Nuclear, 2000], que nos permite la calibración de la cadena de espectrometría gamma para múltiples geometrías, calcular la mínima actividad detectable y el porcentaje de la máxima concentración admisible, *MDA*, para cada uno de los radionucleidos identificados, así como, la búsqueda automática de fotopicos, determinación de su centroide, cálculo del área, resolución de multipletes, identificación de isótopos, cálculo de su actividad, substracción del fondo y cálculo del error asociado a la actividad.

### 2.5.2. Espectrómetro de centelleo líquido

La detección y medida de radionucleidos emisores beta puro ofrece dificultades considerables debido al corto alcance de las partículas beta, a la autoabsorción de éstas en la propia muestra y, a su absorción en el aire y ventana del detector, lo que origina rendimientos de detección bajos. Una de las soluciones propuesta a este problema es el empleo de la técnica de centelleo líquido, en la que se emplean sustancias centelleadoras en fase líquida a las que se les incorpora la muestra radiactiva. De este modo, las partículas beta emitidas por la muestra están en un medio fluorescente, que dará lugar a la emisión de fotones, los cuales serán detectados por dos tubos fotomultiplicadores, consiguiendo, de este modo, minimizar los efectos de absorción en la ventana del detector y los de autoabsorción en la propia muestra.

La técnica centelleo líquido se basa en la medida de los fotones emitidos por una muestra líquida y tiene su origen en los trabajos realizados por **Reynolds et al., 1950**. La muestra radiactiva se introduce en un vial de medida que contiene el disolvente con la muestra a medir y una sustancia centelleadora responsable de la emisión de fotones cuando es excitada por las partículas beta.

Las partículas beta en su recorrido por la solución líquida pueden ceder su energía mediante tres procesos distintos:

- ◇ **Calor.**
- ◇ **Ionización** de las moléculas que forman parte de la solución.
- ◇ **Excitación** de las moléculas que forman parte de la solución.

De los tres procesos, mencionados anteriormente, es el último el que tiene interés en la detección de las partículas beta mediante la técnica de centelleo líquido en fase líquida.

Las sustancias centelleadoras son compuestos orgánicos que poseen electrones  $\pi$ . Estos electrones pueden pasar desde el nivel fundamental de energía a un nivel excitado cuando se produce la excitación de dichas moléculas, lo que da lugar a un aumento de la población en los niveles energéticos superiores  $S_1, S_2, S_3$ , etc ... (**Figura 2.6**, página 52), produciéndose la emisión de fotones cuando la molécula pasa de su estado excitado a los distintos niveles vibrationales<sup>3</sup> del nivel fundamental ( $S_0, S_{01}, S_{02}$ ).

---

<sup>3</sup>Los distintos niveles vibrationless se representan en la **Figura 2.6** con trazos discontinuos.

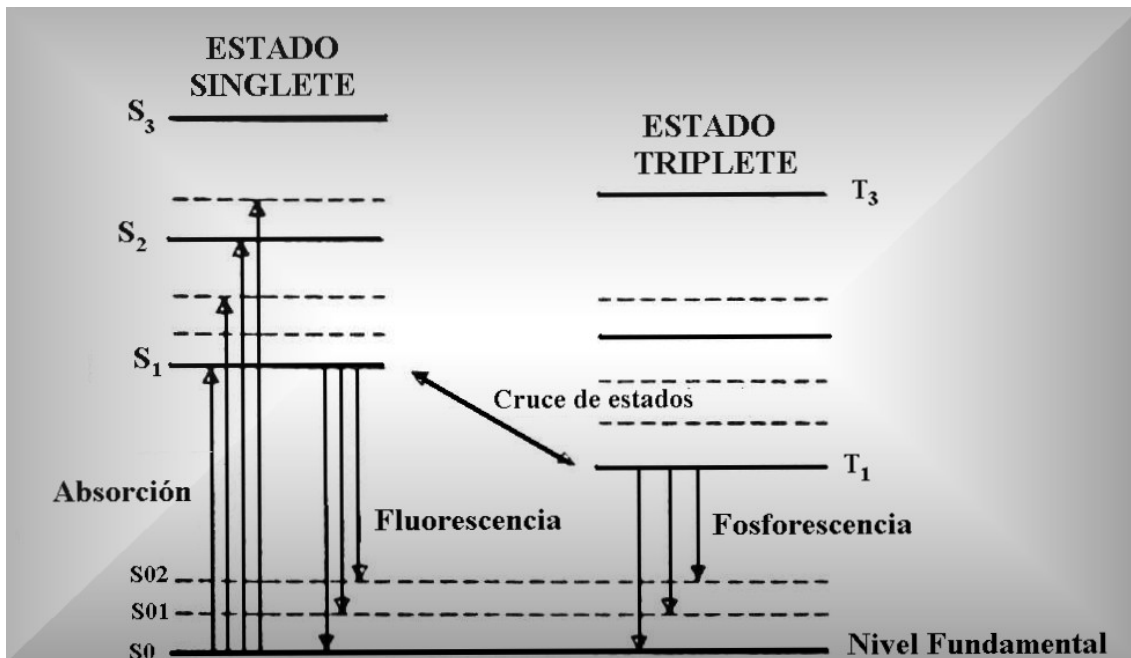


Figura 2.6. Niveles energéticos de una sustancia centelleadora.

Las sustancias que se emplean como centelleadores deben poseer una serie de cualidades entre las que cabe destacar las siguientes [Dyer, 1974]:

- ▶ El coeficiente de conversión luminiscente<sup>4</sup> debe ser lo más elevado posible. En la práctica el mayor valor observado ha sido de 0.2.
- ▶ El centelleador ha de ser lo más transparente posible a la emisión de luz, ya que podría ocurrir que el centelleador absorba energía fotónica de la misma longitud de onda con la que emite, siendo la energía liberada en la desexcitación de una molécula la misma que la que produce la excitación de otra molécula de centelleador.
- ▶ La longitud de onda de la luz emitida por el centelleador debe corresponder a la zona de máxima sensibilidad del tubo fotomultiplicador.
- ▶ La vida media del estado excitado tiene que ser lo menor posible, de  $10^{-8}$  a  $10^{-9}$  s, al objeto de que no se acumulen los impulsos de detección.

<sup>4</sup>El coeficiente de conversión luminiscente se define como la fracción de energía cedida por la sustancia centelleadora que se convierte en energía luminosa.

Por tanto, la técnica de centelleo líquido se basa en la transformación de la energía de las partículas beta en energía luminosa, mediante sustancias centelleadoras en estado líquido. Este proceso tiene lugar en recipientes cerrados, los viales de medida, que contienen el material radiactivo y la mezcla de disolvente y sustancia centelleadora. La energía de la radiación emitida se transfiere a las moléculas del disolvente por medio de su ionización y excitación, y estas moléculas liberan rápidamente la energía excitando las moléculas de las sustancias centelleadoras, las cuales vuelven al nivel fundamental emitiendo fotones en la región ultravioleta próxima a la luz visible. Este proceso dura del orden de  $10^{-12}$  s.

En algunas ocasiones, los líquidos de centelleo suelen llevar una segunda sustancia centelleadora, denominada *centelleador secundario*, que capta la luz emitida por el centelleador primario y la emite a una longitud de onda mayor, al objeto de mejorar la respuesta del tubo fotomultiplicador, ya que de esta forma se consigue que la longitud de onda de la luz emitida esté en la zona de máxima sensibilidad del tubo fotomultiplicador.

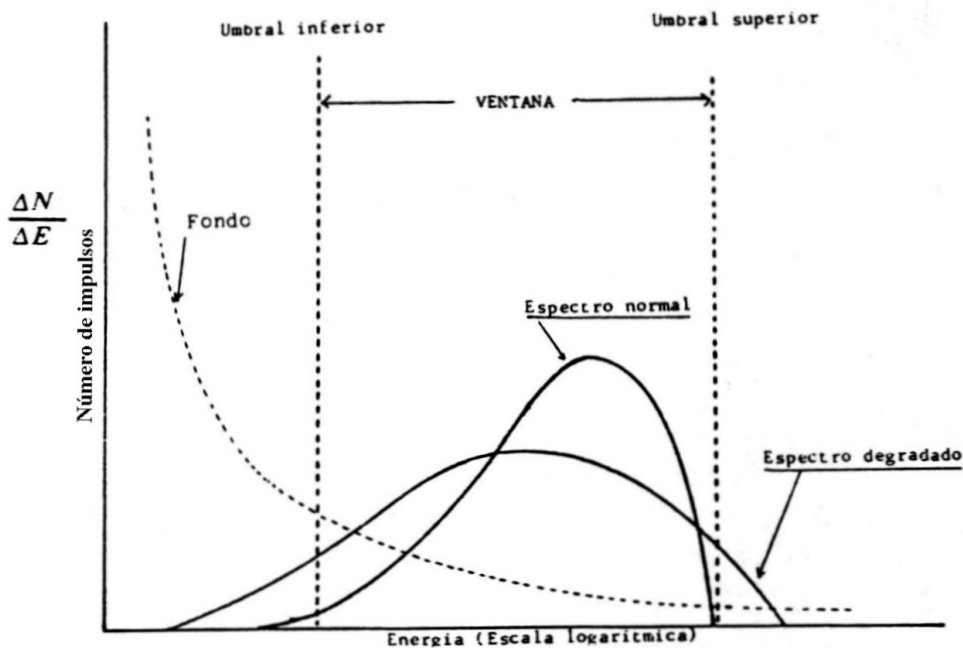
Los fotones procedentes del vial inciden sobre el fotocátodo originando electrones primarios que son conducidos, mediante una diferencia de potencial adecuada, a interaccionar con una serie de electrodos denominados *dínodos*. Los electrones primarios que chocan con el primer dínodo liberan electrones secundarios que son acelerados mediante diferencias de potencial crecientes, chocando con sucesivos dínodos, lo que da lugar a nuevos electrones. De este modo, se consigue que por cada fotón emitido por el fotocátodo llegue al ánodo un número  $N$  de electrones. El valor de  $N$  dependerá del coeficiente de emisión secundaria y del número de dínodos que contenga el fotomultiplicador. Mediante este proceso se consigue amplificar los impulsos eléctricos originados por los fotones que inciden sobre el fotocátodo, obteniendo impulsos de un tamaño tal que a la salida del fototubo puedan ser amplificados electrónicamente. Estos impulsos son transformados en impulsos de tensión, cuya amplitud es proporcional a la energía de las partículas beta emitidas por la sustancia radiactiva.

El proceso de transferencia de energía y emisión de fotones puede ser distorsionado o interrumpido por algunos fenómenos que se agrupan bajo la denominación común de extinción o "*quenching*", de todos ellos, los mas significativos son:

- ❑ **Extinción o "*quenching*" por dilución.** Es provocado por sustancias que diluyen la mezcla, y por tanto, reducen la posibilidad de absorción de la radiación por el disolvente.
- ❑ **Extinción o "*quenching*" químico.** Es debido a sustancias que producen la desexcitación del disolvente. Estas sustancias pueden ser: R-Cl, R-NH<sub>2</sub>, O<sub>2</sub>, etc. . .
- ❑ **Extinción o "*quenching*" óptico.** Es provocado por la existencia en la mues-

tra de sustancia coloreadas que pueden alterar la longitud de onda de la luz emitida.

El efecto del “*quenching*” se traduce en una pérdida de eficiencia, que da lugar a una variación en la forma del espectro, hecho que se pone de manifiesto en la **Figura 2.7**, donde se observa un desplazamiento de éste a zonas de menor energía, siendo esta característica la que se emplea en su cuantificación.



**Figura 2.7.** Degradación de un espectro beta debido al “*quenching*”.

La técnica más usada para la determinación del “*quenching*” consiste en el análisis del “*espectro Compton*” emitido por la muestra cuando es irradiada con una fuente externa de un emisor gamma. Debido a que los centelleadores utilizados poseen un número atómico bajo se puede despreciar el efecto fotoeléctrico, siendo predominante la interacción Compton.

El efecto Compton produce un espectro continuo de energía que va desde cero hasta un valor máximo, y para cuantificar el “*quenching*” se analiza este espectro, atendiendo a tres zonas características:

- ✓ La energía del punto final del espectro.
- ✓ El punto de inflexión del borde Compton.

- ✓ El primer momento del espectro.

Uno de los métodos empleados en la cuantificación del “*quenching*” es el análisis del primer momento del espectro, que nos permite determinar el *índice espectral del estándar externo*, **SIE**<sup>5</sup>. El proceso consiste en irradiar la muestra, antes de comenzar su medida, durante 15 s, obteniéndose el correspondiente espectro, y a continuación, se determina el valor del **SIE**, que dependerá del punto final del espectro Compton.

Además del “*quenching*”, existen otras causas que pueden afectar a la medida en un espectrómetro de centelleo líquido, tales como:

- **Quimioluminiscencia.** Es la producción de luz debida a una reacción química. Este proceso ocurre en muestras que tienen pH alcalino, o que poseen peróxidos. La quimioluminiscencia es un fenómeno que puede durar horas e incluso días. Existen dos estrategias a seguir a la hora de minimizar este efecto:
  - Evitar que se den las reacciones químicas que conducen a la emisión de fotones cambiando el método de preparación de las muestras.
  - Detectar la luminiscencia debida a la quimioluminiscencia y restarla del espectro de la muestra.
- **Fotoluminiscencia.** Se origina por la activación de la sustancia centelleadora en presencia de radiación ultravioleta. Este fenómeno se produce por la exposición a la luz solar o a la radiación ultravioleta del vial de medida. La fotoluminiscencia decrece rápidamente manteniendo el vial en total oscuridad, llegando a desaparecer por completo transcurridas 12 horas. Por ello, es aconsejable mantener el vial en la oscuridad, durante un tiempo prudencial, antes de comenzar la medida.
- **Descargas electrostáticas.** Debido a la fricción que tiene lugar en el proceso de preparación del vial y en el arrastre previo a su medida, el vial se puede cargar electrostáticamente. Estas cargas emiten pulsos similares a los generados por la desintegración radiactiva, y por ello, los sistemas de centelleo líquido suelen estar provistos de un controlador electrostático que elimina la electricidad estática del vial.
- **Efecto pared.** Este efecto se produce por la difusión de la sustancia centelleadora en la pared de los viales de polietileno. En este caso, el vial se comporta como un centelleador emitiendo fotones de baja energía, hecho que se pone de manifiesto en el espectro Compton.

---

<sup>5</sup>Del inglés Spectral Index of the External Standard.

A continuación, describiremos de forma detallada los dos espectrómetros de centelleo líquido empleados en esta *Memoria*.

### **Espectrómetro de Centelleo Líquido TRI-CARB 4640**

El modelo **TRI-CARB 4640**, marca **PACKARD** (Figura 2.8, página 57) es uno de los espectrómetros de centelleo líquido que hemos empleado en las medidas de las muestras ambientales. Este equipo posee las siguientes características [**Packard Instrument, 1982**]:

- Dimensiones físicas: 152 cm de alto, 157 cm de ancho y 79 cm de fondo.
- Peso: 390 Kg.
- Capacidad para medir 460 muestras dispuestas en bandejas de 10 viales.
- Cambiador de muestras automatizado, con movimiento bidireccional y con paso de posiciones vacías.
- Ajuste automático de la fuente de alto voltaje.
- Dispositivo para prevenir el deterioro mecánico debido a la carga defectuosa del vial.
- Finalización de la medida por tiempo o por el preestablecimiento del error relativo de la misma.
- Control de tiempo para impedir que se pierdan impulsos en el caso de muestras de alta actividad, con valores máximos de  $6 \cdot 10^6$  cuentas.
- Microprocesador con capacidad para definir hasta 15 programas de medida.
- Sistema de refrigeración que permite mantener constante la temperatura a la que opera el equipo.
- Compatible con viales de 20 ml y picoviales de 7 ml, empleando en este último caso un adaptador.
- Determinación del *SIE* y del *SIS* de forma automática.
- Sistema de detección formado por dos tubos fotomultiplicadores.
- Posibilidad de sustracción automática del fondo, fijando manualmente el valor de éste para cada región de interés, o bien, a partir de su medida directa, durante los 10 min previos al contaje de la muestra.
- Elección de tres regiones de interés.



- Almacenamiento de los datos durante 72 horas, en el caso de que se produjera una interrupción en el suministro eléctrico.
- Actualización de las cuentas en el monitor cada 6 s.
- Salida de datos a través de una impresora.
- Fuente externa de  $^{226}\text{Ra}$  con una actividad de  $10 \mu\text{Ci} \pm 20 \%$ .



**Figura 2.8.** *Espectrómetro de centelleo líquido TRI-CARB 4640.*

En el espectrómetro de centelleo líquido podemos distinguir los siguientes componentes (**Figura 2.9**, página 58):

- Detector de centelleo.**
- Cargador de muestras.**
- Analizador de espectros.**
- Sistema de control.**
- Programas de medida.**
- Salida de datos.**

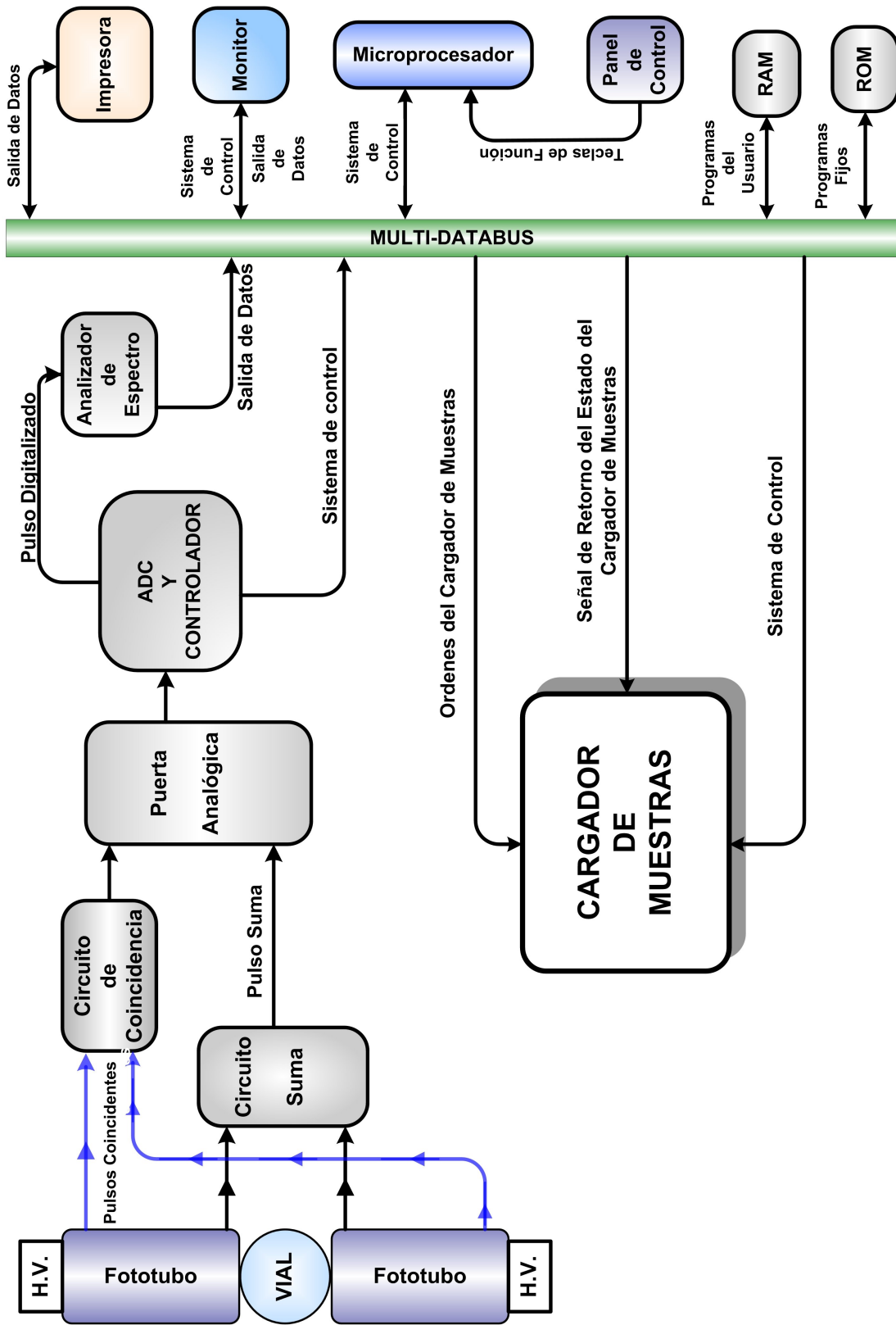
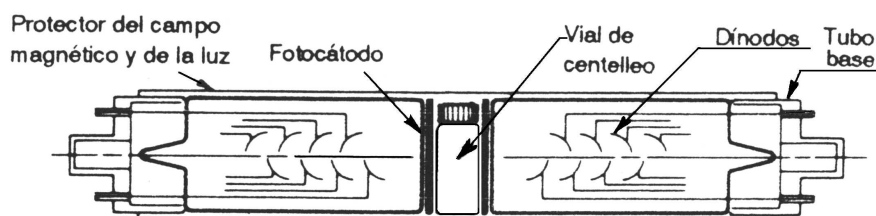


Figura 2.9. Diagrama de bloques de un espectrómetro de centelleo líquido.

La medida de los viales se realiza elevándolos e introduciéndolos en el sistema detector, que se encuentra situado al final del cargador de muestras, y está constituido por dos tubos fotomultiplicadores dispuestos según la **Figura 2.10**.



**Figura 2.10.** Disposición de los fotomultiplicadores en el sistema de detección.

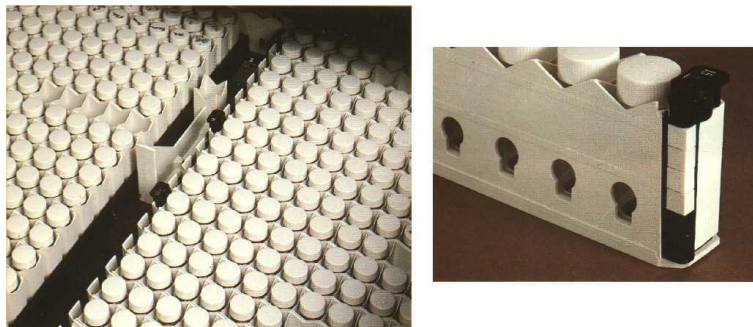
Los fotomultiplicadores se encuentran en una cámara opaca a la luz, protegidos por una lámina de plomo de dos pulgadas de espesor que reduce el efecto de la radiación externa. La cámara de detección está recubierta por una lámina reflectante, al objeto de aumentar la eficiencia en la recolección de fotones, y todo ello, se encuentra refrigerado por un grupo frigorífico, que nos permite hacer las medidas a temperatura constante y por debajo de los 15°C.

Los tubos fotomultiplicadores producen un gran número de impulsos de fondo debido al efecto termoiónico<sup>6</sup> del fotocátodo, al efecto Čerenkov, etc. . . , dando lugar a pulsos idénticos a los originados por la emisión de los fotones de la muestra. Para disminuir esta contribución se utilizan dos tubos fotomultiplicadores enfrentados, de manera que los pulsos procedentes de los tubos fotomultiplicadores llegan al circuito de coincidencia donde se determina si estos pulsos proceden de la muestra o son debidos al ruido electrónico de los fototubo. Los pulsos producidos por el ruido electrónico son al azar, por lo que al utilizar dos fototubo la probabilidad de que éstos se produzcan de forma simultánea, es muy pequeña. Por otro lado, los fotones emitidos por la muestra son detectados a la vez por los dos tubos fotomultiplicadores, hecho que se emplea para distinguir entre los pulsos originados por la muestra y los originados por el ruido electrónico, ya que los fototubos están conectados a un circuito de coincidencia. En éste se determina si el pulso originado en uno de los fotomultiplicadores viene acompañado por otro procedente del otro fotomultiplicador, y en caso de que se cumpla esta premisa, el pulso pertenece a una emisión procedente de la muestra, y en caso contrario, ese pulso es originado por el ruido electrónico de los fotomultiplicadores y es eliminado. De esta forma se consiguen eliminar la mayor parte de los impulsos que no son originados por la muestra. El intervalo de tiempo necesario para que los dos fotomultiplicadores produzcan un pulso que pueda ser clasificado por el sistema de coincidencia es de  $2.0 \cdot 10^{-8}$  s.

<sup>6</sup>Emisión espontánea de electrones a temperatura ambiente.

Los tubos fotomultiplicadores nos permiten obtener señales que son proporcionales a la energía cedida por las partículas beta emitidas por la muestra. Éstas van a originar numerosos fotones, y el número de ellos que llega al fotomultiplicador, depende de la posición en la que se produce el evento y de la energía de la partícula beta. Debido a ello, la altura de los impulsos generados por cada fotomultiplicador será distinta, por lo que el equipo posee un circuito suma, en el que se suman los dos impulsos generados por los fotomultiplicadores, siempre y cuando los impulsos sean coincidentes en el tiempo, obteniéndose un impulso final cuya altura será proporcional a la energía cedida por las partículas beta. Este pulso suma se compara con la señal procedente del circuito de coincidencia, y si se trata de un pulso originado por una partícula beta, el pulso suma llega a la puerta analógica y se envía al convertidor analógico digital donde se transforma en una señal digital, que se almacena en el analizador de espectro, en el canal correspondiente a su energía.

El cargador de muestras es la parte del equipo encargada del transporte de las muestras hasta el sistema detector. Para ello, se introducen los viales a medir en unas bandejas que poseen diez compartimentos como podemos ver en la **Figura 2.11**, y son transportadas mediante dos cintas hasta el final del compartimento de muestras, donde se encuentra el sistema de detección, y na vez que se ha realizado la medida del vial, éste se vuelve a depositar en la bandeja, y ésta se desplaza, lateralmente, hacia la izquierda para medir el siguiente vial. Cuando se han medido todos los viales de una bandeja, ésta es desplazada totalmente hacia el lateral izquierdo, donde vuelve a ser arrastrada por las dos cintas transportadoras hasta el principio del compartimento de muestras, donde es arrastrada hacia el lateral derecho del equipo, siendo transportada nuevamente por dos cintas hasta el sistema detector.



**Figura 2.11.** *Bandejas portamuestras.*

El cargador de muestras está totalmente automatizado, y es controlado por el microprocesador, posee una capacidad para 46 bandejas y las condiciones de la medida se ajustan desde el panel de control.

Los pulsos procedentes del sistema de detección llegan a la puerta analógica donde se determina si son rechazados o si son acumulados, y en este último caso, serán guardados en el circuito de análisis espectral.

Podemos definir tres regiones de interés a la hora de realizar la medida, dependiendo de los radionucleidos a determinar. Estas regiones pueden ser asignadas automáticamente cuando se elige algunos de los programas almacenados en la memoria ROM del ordenador, o bien, ser definidas por el usuario. El diseño del sistema permite variar las regiones de interés durante la medida sin que se produzcan pérdidas de contaje.

Todas las funciones que posee el detector de centelleo líquido son controladas por el microprocesador. Éste controla desde el avance de las bandejas hasta el número de programa seleccionado, la carga de los viales, el inicio de la medida y las condiciones en las que se lleva a cabo. Los datos obtenidos en la medida de la muestra son enviados a una impresora externa y al monitor que posee el equipo.

El equipo de medida está provisto de un monitor de nueve pulgadas en el que se visualiza la siguiente información:

- El número de programa que está en un uso, el número de vial que se está midiendo, así como, el tiempo acumulado de la medida.
- Las cpm registradas en cada una de las regiones de medida (actualizadas cada seis segundos).
- El valor del *SIE* y del *SIS*.

El sistema está provisto de una memoria que nos permite almacenar hasta 15 programas de medida. Mediante estos programas se fijan las condiciones de medida: tiempo de medida, posición de las regiones de interés, intervalo de confianza, etc. . .

El equipo realiza la salida de datos de tres formas distintas:

- I. Mediante una impresora conectada al equipo.
- II. En la impresora que tiene incorporada.
- III. Mediante un cable serie conectado a un ordenador científico, **Hewlett Packard**, modelo **HP 85**, que interpreta los datos que le llegan del espectrómetro de centelleo líquido y los imprime mediante una impresora **Hewlett Packard**, modelo **82906A**.

### **Espectrómetro de Centelleo Líquido *TRI-CARB 1500***

El otro espectrómetro de centelleo líquido empleado en las medidas es el modelo ***TRI-CARB 1500***, marca ***PACKARD*** (Figura 2.12, página 63), el cuál posee las siguientes dimensiones físicas ( [Packard Instrument, 1987]):

- ▷ **Altura:** 43 cm.
- ▷ **Ancho:** 102 cm.
- ▷ **Fondo:** 80.7 cm.
- ▷ **Peso:** 209 Kg.

En este equipo de medida podemos distinguir los siguientes componentes:

- ▶ Sistema de detección.
- ▶ Analizador de pulsos.
- ▶ Cargador de muestras.
- ▶ Analizador de espectros.
- ▶ Sistema de control.
- ▶ Salida de datos.

La descripción de cada uno de estos componentes es análoga a la realizada para el modelo ***TRI-CARB 4640***, y por ello, no entraremos a describirlos al detalle.

Las diferencias que presenta este equipo con respecto al anterior son:

- ◇ Trabaja a temperatura ambiente, ya que no está dotado de un sistema de refrigeración.
- ◇ Fuente externa de  $^{133}\text{Ba}$  con una actividad de  $20 \mu\text{Ci} \pm 20\%$ .
- ◇ Software actualizado.



Figura 2.12. Espectrómetro de centelleo líquido TRI-CARB 1500.

### 2.5.3. Contador proporcional de bajo fondo

El laboratorio de *Radioquímica y Radiología Ambiental*, del *Departamento de Química Inorgánica*, de la *Universidad de Granada*, se dotó en el año 2000 con un contador proporcional  $\alpha/\beta$ , marca **BERTHOLD**, modelo **LB-770-2/5**. Estos detectores basan su funcionamiento en la ionización producida por las partículas alfa y/o beta en el interior del volumen de detección, trabajando polarizados en la zona proporcional, ya que de esta manera aprovechan el efecto multiplicador del campo eléctrico. En ellos, la interacción de la radiación con el gas de detección puede tener lugar en cualquier parte del volumen, pero la multiplicación por avalancha se produce, únicamente, cuando los electrones han sido arrastrados hasta las proximidades del ánodo. Esto es debido a que los electrones que se aproximan a este electrodo experimentan una aceleración cada vez mayor y llegan a adquirir una energía cinética igual o mayor que la del potencial de ionización de los átomos del gas de llenado, condición necesaria para producir la ionización secundaria, que da lugar a la formación de electrones secundarios. Estos electrones pueden ser a su vez acelerados y producir una nueva ionización, de modo que al electrodo central llegue una pequeña avalancha de electrones por cada partícula individual que penetre en el espacio sensible del detector y produzca la ionización de las moléculas del gas de detección.

Al número de pares producidos por cada uno de los pares primarios se le denomina factor de multiplicación,  $F_M$ . Para un determinado voltaje el factor de multiplicación permanece constante, siendo independiente de la ionización primaria producida, de tal manera que la ionización total debida a una partícula ionizante, que produzca ionización en el volumen sensible del detector, será igual a la ionización primaria multiplicada por dicho factor de multiplicación. El valor de éste va a depender de la naturaleza del campo eléctrico y, por tanto, del voltaje aplicado y de la forma y dimensiones geométricas del contador, de la naturaleza del gas de llenado, es decir, del potencial de ionización de éste, y de la presión de dicho gas dentro del contador [Choppin et al., 1996b].

En los contadores proporcionales no se puede emplear aire como gas de detección ya que sería imposible que se diera la multiplicación por avalancha, y por ello, se hace circular de forma permanente, a través del volumen de detección, un determinado gas a un flujo constante, siendo necesario que el cátodo esté provisto de un orificio de entrada y otro de salida.

La condición necesaria para que un evento ionizante pueda ser detectado es que la partícula alcance el volumen sensible del detector y origine la ionización del gas de llenado. Para ello, la muestra radiactiva se introduce de manera que se encuentre lo más próxima posible al volumen activo del detector, con lo que se facilita y mejora la medida de muestras que poseen una actividad muy próxima a la del fondo, como es el caso de las muestra ambientales.

Nuestro equipo está provisto de 10 detectores ultraplano dispuestos en dos filas de cinco unidades, que nos permite medir, simultáneamente, 10 muestras. Estas muestras se sitúan en una bandeja portamuestras que se desliza por un compartimento, que proporciona la distancia más próxima posible al detector y geometría muestra-detector reproducible (**Figura 2.13**, página 65).

El sistema de detección de los contadores proporcionales  $\alpha/\beta$  de bajo fondo está formado por dos detectores: el *detector principal* y el *detector guarda*. Estos detectores están superpuestos, encerrados en un blindaje de plomo y ambos disponen de un flujo continuo de gas para que actúen en regimen proporcional.





Figura 2.13. Contador proporcional  $\alpha/\beta$ , BERTHOLD, modelo LB-770-2/5.

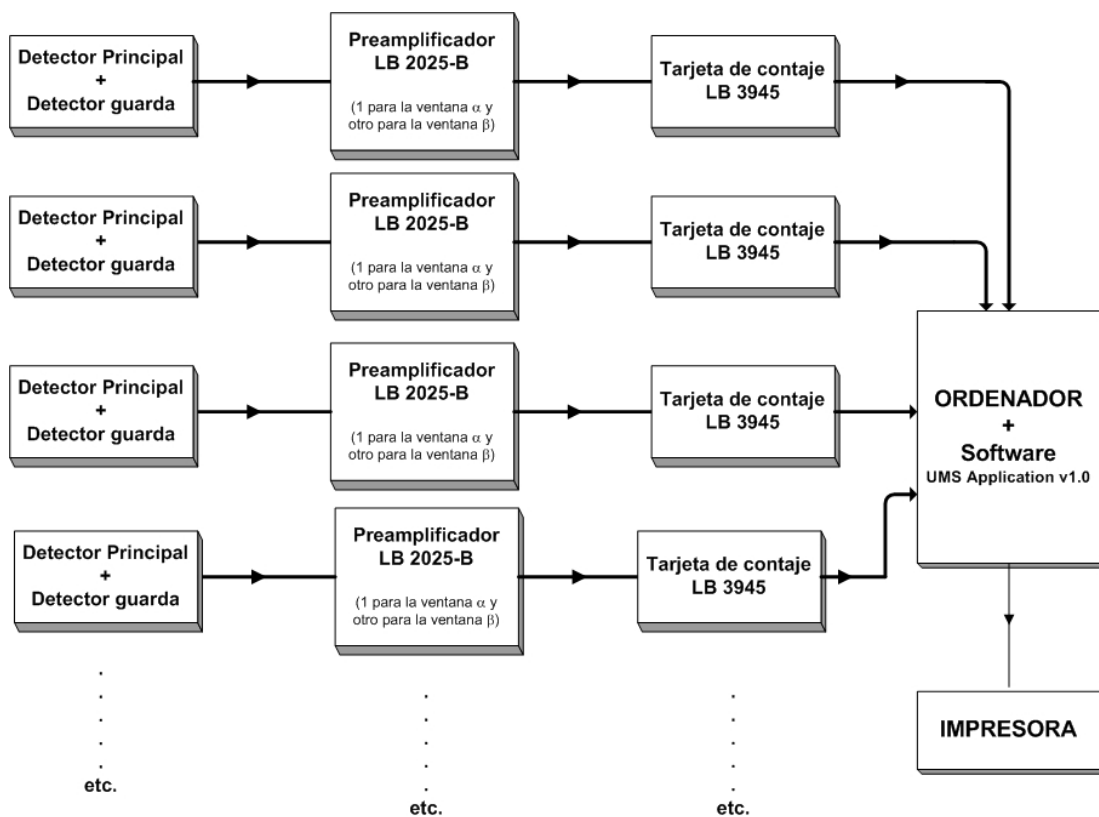
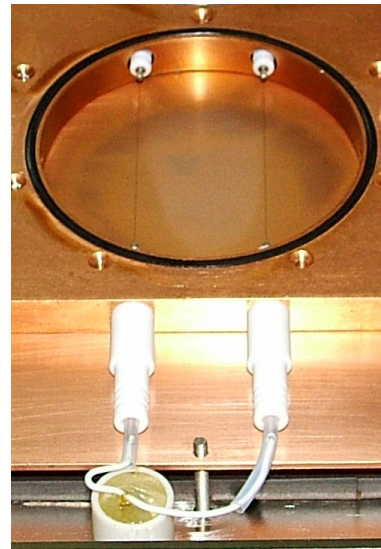


Figura 2.14. Diagrama de bloques del contador proporcional.

En nuestro caso, el detector principal, 10 en total para este equipo (**Figura 2.14**, página 65), tiene forma cilíndrica, con un diámetro de 60 mm y una altura aproximada de 8 mm, que posee una ventana formada por una fina lámina *mylar* de  $500 \mu\text{g}/\text{cm}^2$  de espesor, permitiendo el paso de las mayoría de las partículas  $\alpha$  y  $\beta$  emitidas por la muestra. El cuerpo del detector está formado por una capa de cobre de 2 mm de espesor que actúa de cátodo, y en su interior, situado en el centro del cilindro, se encuentra un hilo metálico de tungsteno de  $50 \mu\text{m}$  de diámetro que actúa como ánodo (**Figura 2.15**, página 66).



**Figura 2.15.** *Cuerpo del detector.*

El detector guarda está ubicado directamente encima del detector principal, siendo sensible a las radiaciones ionizantes de gran poder de penetración, como es el caso de las radiaciones gamma de alta energía y las radiaciones cósmicas. Este detector está diseñado de manera que las partículas  $\alpha$  y  $\beta$  procedentes de la muestra no atraviesan sus paredes, trabajando en anticoincidencia con el detector principal, y por lo tanto, aquellos eventos ionizantes que sean detectados al mismo tiempo por el detector guarda y el detector principal serán eliminados. Esta configuración, junto con el blindaje de ladrillos de plomo de 10 cm de espesor, y con un peso total de 950 Kg, permiten reducir notablemente el fondo ambiental, siendo este inferior a 1 cpm para la ventana beta con planchetas de 60 mm de diámetro, y menor de 0.1 cpm en la ventana alfa para planchetas del mismo tamaño.

El sistema está provisto de 20 preamplificadores, 10 destinados a la ventana alfa y otros 10 a la ventana beta, situados fuera del blindaje de plomo, conectados directamente al detector principal y al detector guarda, y provistos de un analizador de altura de impulsos, que permite diferenciar entre las partículas alfa y beta.

El equipo de medida dispone de una tarjeta de contaje, marca **BERTHOLD**, modelo **LB 3945**, insertada en un ordenador, y que opera como un sistema autónomo de adquisición de datos, gestionando el hardware del equipo. La tarjeta de contaje posee las características siguientes [**Technologies, 1997**]:

- ✓ Suministra y controla el voltaje de medida.

- ✓ Monitorea el funcionamiento de cada uno de los 10 detectores y 20 preamplificadores.
- ✓ Transfiere las ordenes desde el software de medida al contador.
- ✓ Almacena las señales procedentes de los preamplificadores y del detector guardada.
- ✓ Monitorea la entrada de datos.
- ✓ Corrección del *spillover alfa*<sup>7</sup> y *beta*<sup>8</sup>.
- ✓ Controla el error estadístico de contaje.

El contador proporcional se gestiona mediante el software *UMP Application Version 1.09q*, que opera en entorno windows y nos permite [Consultants, 1997]:

- ◇ Obtener las curvas características de cada detector.
- ◇ Diseñar y ejecutar protocolos de medida que contienen todos los parámetros de operación (voltaje de trabajo, eficiencia de contaje, tiempo de la medida, valor del fondo, etc. . .).
- ◇ Almacenar las características de los distintos patrones empleados en el calibrado del equipo.
- ◇ Seleccionar el modo de medida: Medida en la ventana alfa, medida en la ventana beta y medida en modo simultáneo.
- ◇ Establecer niveles de alarma en función de la actividad medida en cada una de las muestras.

El gas empleado para la medida es el denominado *PR-10*, mezcla de gran pureza de argon y metano, con un 90 % de argon y un 10 % de metano. Mediante este gas se consiguen factores de multiplicación de  $10^3$ - $10^4$ , sin necesidad de aplicar elevados voltajes. El caudal gaseoso se fija con la ayuda de un rotámetro a la entrada del detector, siendo éste de 60 cm<sup>3</sup>/min.

La detección y medida de las partículas  $\alpha$  y  $\beta$  mediante un contador proporcional se fundamenta en que los electrones liberados en el volumen sensible del detector, como consecuencia de la ionización originada por éstas partículas, son acelerados por la diferencia de potencial establecida y, a una distancia crítica del ánodo, experimentan colisiones inelásticas

---

<sup>7</sup>El **spillover alfa** se define como el numero de pulsos que se detectan en la ventana de medida beta cuando se emplea una fuente patrón que solo emite partículas alfa.

<sup>8</sup>El **spillover beta** se define como el numero de pulsos que se detectan en la ventana de medida alfa cuando se emplea una fuente patrón que solo emite partículas beta.

que provocan la ionización de los átomos neutros del gas de contaje, formándose nuevos pares ion-electrón, que dan lugar a una avalancha de electrones, llamada *ionización secundaria*, y que se localiza en una estrecha zona alrededor del ánodo. Esta amplificación es proporcional al número de iones originalmente formados por la radiación incidente, y depende del factor de multiplicación del gas de contaje y del voltaje de trabajo.

El exceso de carga acumulada sobre el ánodo, que es la suma de la ionización primaria y de la ionización secundaria, va a dar lugar a un impulso de corriente. Esta señal es procesada por una cadena electrónica compuesta por un preamplificador, amplificador y analizador multicanal de altura de impulsos.

El contador proporcional genera señales que un preamplificador incrementa para que no existan interferencias con el ruido electrónico, convirtiendo los impulsos procedentes del detector en pulsos de tensión. La salida del preamplificador está conectada a un amplificador que convierte el pulso de tensión que le llega en otro de mayor tamaño, proporcional a la carga liberada en el detector. El analizador de altura de impulsos permite diferenciar entre sí las partículas alfa de las beta, ya que éstas poseen distinto poder de ionización y, por tanto, darán lugar a impulsos con diferentes alturas. Las partículas alfa, debido a su menor velocidad y mayor carga, poseen un mayor poder de ionización, y por ello, cabe esperar que los pulsos de voltaje provocados a la salida del preamplificador del detector principal sean, sistemáticamente, más altos que los procedentes de las partículas beta.

El contador proporcional está dotado de dos ventanas de medida: La ventana alfa y la ventana beta. La ventana alfa está formada por dos discriminadores con diferentes umbrales de separación: *Discriminador inferior*,  $LL$ , y el *discriminador superior*,  $UL$ . La ventana beta está formada por un solo discriminador,  $U_\beta$ . Si tenemos una señal procedente del detector esta se dirigirá tanto a la ventana alfa como a la ventana beta. Si el impulso es superior al  $UL$  entonces este será almacenado en la ventana alfa; si la altura del impulso es superior al  $LL$  entonces se manda la señal de supresión de dicho impulso a la ventana beta quedando almacenado en la ventana alfa; Pero si el impulso se encuentra por debajo del  $LL$  pero por encima del discriminador de la ventana beta,  $U_\beta$ , entonces ese impulso se almacenará en la ventana beta. Pero a pesar de todo ello, no es posible la supresión completa de los pulsos alfa en la ventana beta, ya que se produce la preabsorción de partículas alfa en el volumen de aire que hay entre la muestra y la ventana del detector, lo que origina pulsos de menor energía que serán almacenados en dicha ventana y que deberemos cuantificar.

---

# Capítulo 3

## Calibrado del contador proporcional de bajo fondo Berthold LB 770-2/5

---

### 3.1. Introducción

En este capítulo describiremos los procedimientos necesarios para fijar las condiciones óptimas de medida en el contador proporcional  $\alpha/\beta$ , marca **BERTHOLD**, modelo **LB-770-2/5**, y para ello, procederemos de la siguiente forma:

- A. Obtendremos las curvas características.
- B. Optimizaremos las condiciones de trabajo mediante el criterio del **Factor de mérito**.
- C. Calcularemos como varía la eficiencia de contaje para un determinado rango de espesores másicos.

Pero antes de comenzar con el calibrado propiamente dicho, vamos a determinar si las actividades medidas en los diez detectores, para una misma muestra, son estadísticamente diferentes, ya que en caso de que esto fuese así, deberíamos realizar las operaciones detalladas en el párrafo anterior para cada uno de los diez detectores que constituyen el sistema de detección.

## 3.2. Estudio estadístico del contador proporcional de bajo fondo Berthold LB 770-2/5

### 3.2.1. Comparación de las actividades medidas en los diez detectores

La estadística nos permite determinar si las actividades medidas por los diez detectores, que constituyen el sistema de detección del contador proporcional, difieren significativamente entre sí. Para ello, emplearemos el *Test de Rangos de Friedman* [Miller and Miller, 2002] que es una prueba no paramétrica, y por tanto, no es necesario que las poblaciones muestrales obtenidas en los diez detectores sean normales ni tampoco que las varianzas sean homogéneas.

Para realizar este estudio se adicionaron a 10 planchetas de fondo estriado 5 ml de un patrón secundario, preparado a partir de la disolución patrón de  $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$  *MRC-2000-073-00*<sup>1</sup>. A continuación, se midieron en cada uno de los detectores durante 600 min, en el modo de medida simultaneo y empleando un voltaje de 1575 V. Los resultados obtenidos de estas medidas se muestran en la **Tabla 3.1**, página 71.

En el *Test de Rangos de Friedman* los datos se colocan en un cuadro de  $k$  filas, que representan los bloques o repeticiones, en nuestro caso las 10 planchetas patrón, y  $n$  columnas, que representan los tratamientos, es decir, los diez detectores. Si se estudian las posiciones o rangos correspondientes a todos los tratamientos, en cada fila estarían situadas las actividades medidas para cada una de las planchetas patrón en los diez detectores. La prueba de *Friedman* determina la probabilidad de que las diferentes columnas (detectores) provengan de una misma población, y por tanto, la hipótesis a plantear sería la siguiente:

$$\text{Hipótesis nula} \implies \mathbf{H}_0: \tau_1 = \tau_2 = \tau_3 \dots = \tau_{10}$$

$$\text{Hipótesis alternativa} \implies \mathbf{H}_1: \tau_1 \neq \tau_2 \neq \tau_3 \dots = \tau_{10}$$

Para aplicar este test es necesario calcular el valor de un estadístico que *Friedman* denotó como  $X_j^2$ , y que se distribuye, aproximadamente, como  $\chi^2$  para  $n - 1$  grados de libertad. El valor de este estadístico viene dado por la expresión:

$$X_j^2 = \frac{12}{k \cdot n \cdot (n + 1)} \cdot \sum_{j=1}^n (R_j)^2 - 3 \cdot k \cdot (n + 1) \quad (3.1)$$

<sup>1</sup>El patrón secundario se preparó tomando 1 ml de la disolución *MRC-2000-073-00*, es decir, se tomó una actividad total de 201.64 Bq, que se diluyó hasta un volumen final de 250 ml.

donde:

$X_j^2$ , es el estadístico de *Friedman*.

$k$ , es el número de bloques (número de planchetas).

$n$ , es el número de tratamientos (número de detectores).

$R_j$ , suma de rangos en el tratamiento  $j$ .

$\sum_{j=1}^n$ , suma los cuadrados de la suma de los rangos en los  $n$  tratamientos.

Tabla 3.1. Actividades medidas de las diez planchetas patrón en los diez detectores.

	P-1 (cpm)	P-2 (cpm)	P-3 (cpm)	P-4 (cpm)	P-5 (cpm)
<b>Det.1</b>	91.34	87.00	89.34	87.07	88.73
<b>Det.2</b>	92.19	90.97	89.95	90.39	90.34
<b>Det.3</b>	93.64	90.55	90.20	90.34	90.18
<b>Det.4</b>	94.51	90.91	92.06	91.90	91.40
<b>Det.5</b>	92.05	89.34	88.91	88.77	88.05
<b>Det.6</b>	92.19	89.07	89.55	89.69	88.64
<b>Det.7</b>	94.03	90.84	91.57	92.44	89.58
<b>Det.8</b>	93.20	90.78	91.69	91.05	89.84
<b>Det.9</b>	92.90	89.85	89.52	90.56	90.39
<b>Det.10</b>	91.50	88.17	88.38	88.60	88.21
	P-6 (cpm)	P-7 (cpm)	P-8 (cpm)	P-8 (cpm)	P-10 (cpm)
<b>Det.1</b>	85.74	88.03	86.51	88.30	89.43
<b>Det.2</b>	86.96	88.76	91.03	90.44	90.02
<b>Det.3</b>	88.54	87.73	91.12	90.77	90.08
<b>Det.4</b>	90.64	88.95	91.57	90.46	90.87
<b>Det.5</b>	84.80	88.19	89.45	89.38	89.03
<b>Det.6</b>	86.82	88.06	89.58	88.76	90.00
<b>Det.7</b>	90.32	89.78	90.85	90.98	90.01
<b>Det.8</b>	88.46	89.31	90.40	90.70	91.44
<b>Det.9</b>	89.08	88.96	88.46	90.13	90.82
<b>Det.10</b>	86.39	86.64	89.02	88.79	88.32

Sustituyendo en la **ecuación** (3.1) la suma de los rangos al cuadrado para los 10 detectores, y considerando que  $k = 10$  y  $n = 10$ , podemos calcular el estadístico de *Friedman* [Ardanuy Albalar, 2001]:  $X_{calculado}^2 = 65.062$ .

Si comparamos el valor del estadístico de *Friedman* calculado con el valor tabulado para  $P = 0.05$ , y considerando que  $k = 10$  y  $n = 10$ , obtenemos que:  $X^2_{\text{tabulado}} = 16.433$ , y por tanto,  $X^2_{\text{calculado}} > X^2_{\text{tabulado}}$ .

En este caso, el valor calculado del estadístico de *Friedman* es mucho mayor que el valor tabulado, y por tanto, se rechaza la hipótesis nula, es decir, las medidas realizadas por los diez detectores difieren significativamente, y por tanto, las curvas de autoabsorción, la eficiencia de conteo y los valores del fondo serán característicos de cada detector.

### 3.2.2. Test de Rangos Múltiples

Este contraste nos permite determinar entre qué detectores se dan las diferencias significativas que han provocado el rechazo de la hipótesis nula en el contraste de *Friedman*.

El *Test de Rangos Múltiples* es una prueba no paramétrica en el que se comparan por parejas las medias obtenidas para cada detector, siendo necesario realizar los siguientes cálculos:

#### A. Determinar la cantidad $b$ :

$$b = \frac{\alpha}{k \cdot (k - 1)}$$

#### B. Calcular el valor del percentil de la distribución:

$$N(0, 1)_{z_{1-b}}$$

#### C. Calcular el valor de $\Delta_{ij}$ como:

$$\Delta_{ij} = Z_{1-b} \cdot \sqrt{\frac{N \cdot (N + 1)}{12} \cdot \left( \frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}$$

#### D. Calcular el rango medio del detector $i$ :

$$\bar{R}_i = \frac{R_i}{n_i}$$

En lo que respecta a la regla de decisión, diremos que existen diferencias significativas entre dos detectores siempre que:

$$|\bar{R}_i - \bar{R}_j| > \Delta_{ij}$$



En la **Tabla 3.2** se muestran los resultados obtenidos del *Test de Rangos Múltiples* en cada uno de los detectores. Como se puede apreciar, cuando se comparan entre sí los detectores 1, 5, 6 y 10 no existen diferencias significativas entre ellos, dándose la particularidad de que estos detectores se encuentran situados en las zonas más externas del blindaje. Por otra parte, si los comparamos con los detectores situados en la zona central del blindaje se obtiene que las diferencias son significativas para todos ellos, exceptuando el caso del detector 6. Si nos fijamos en los resultados obtenidos para los detectores situados en la zona central del blindaje, detectores 2, 3, 4, 7, 8 y 9, se observa que no existen diferencias significativas entre ellos.

**Tabla 3.2.** Resultados del test de rangos múltiples.

Detectores	D-1	D-2	D-3	D-4	D-5	D-6	D-7	D-8	D-9
<b>D-1</b>									
<b>D-2</b>	*								
<b>D-3</b>	*	□							
<b>D-4</b>	*	□	□						
<b>D-5</b>	□	*	*	*					
<b>D-6</b>	□	□	□	*	□				
<b>D-7</b>	*	□	□	□	*	*			
<b>D-8</b>	*	□	□	□	*	*	□		
<b>D-9</b>	*	□	□	□	□	□	□	□	
<b>D-10</b>	□	*	*	*	□	□	*	*	*

\* Los detectores difieren significativamente. □ Los detectores no difieren significativamente.

### 3.3. Calibrado del contador proporcional de bajo fondo Berthold LB 770-2/5

El calibrado de un contador proporcional requiere, en primer lugar, la obtención de las curvas características de los diez detectores que constituyen el sistema de detección, estableciendo de este modo el rango del voltaje para el cual se alcanza el *plateau*. En nuestro caso, debemos tener en cuenta que estos detectores están alimentados por la misma fuente de alta tensión, y por tanto, el voltaje de trabajo no puede ser aplicado individualmente a cada uno de ellos, siendo necesario calcular el voltaje de medida como el valor medio del voltaje óptimo obtenido para cada uno de los detectores.

Una vez que obtenidas las curvas características de los diez detectores realizaremos las siguientes operaciones:

- A. Cálculo del **Factor de Mérito** de los diez detectores, y para ello, procederemos de la siguiente manera:
  - I. Medida del *fondo alfa y beta* en cada uno de los modos de contaje para el rango de voltaje en el que se alcanza el *plateau*.
  - II. Cálculo de la *eficiencia de contaje alfa y beta* en dicho rango de voltaje.
  - III. Obtención de las curvas que determinan como varía *Factor de Mérito* en función del voltaje aplicado.
- B. Cálculo del **voltaje óptimo de trabajo** a partir de las curvas del *factor de mérito*.
- C. Obtención las **curvas de autoabsorción**.

En primer lugar, comenzaremos por describir las fuentes patrón alfa y beta utilizadas en la obtención de las curvas características. Estas fuentes fueron suministradas por la **Unidad de Metrología de Radiaciones Ionizantes del CIEMAT**, y son trazables con el **Patrón Nacional de Radiactividad**. Los patrones fueron preparados sobre planchetas de acero inoxidable, de fondo estriado, de 5 cm de diámetro y de 0.3 cm de altura, con un espesor másico prácticamente nulo.

El patrón alfa emplea como fuente radiactiva el radionucleido  $^{241}\text{Am}$ , que posee un período de semidesintegración de 432 años, emitiendo partículas  $\alpha$  de 5.49 MeV y de 5.44 MeV, con una probabilidad del 85 % para las primeras y del 13 % para las segundas. De acuerdo con el certificado de calibración, la fuente posee una actividad alfa total de  $456 \pm 5$  Bq, referida al 08-04-2003, y para un ángulo sólido de  $2\pi$ .

El patrón beta es una fuente radiactiva en la que se ha depositado  $^{90}\text{Sr}$  en equilibrio secular con  $^{90}\text{Y}$ . El período de semidesintegración y las energías  $E_{\beta_{\max}}$  y  $E_{\beta_{\text{media}}}$ , que caracterizan el espectro continuo de estos radionucleidos, figuran en la **Tabla 3.3**, página 75. La actividad beta total de esta fuente es de  $217 \pm 1.3$  Bq, referida al 22-04-2003, y para un ángulo sólido de  $2\pi$ .

**Tabla 3.3.** Características de los radionucleidos de la fuente patrón  $\beta$ .

Fuente patrón $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$			
Isótopo	$T_{1/2}$	$E_{\beta_{max}}$ (KeV)	$E_{\beta_{media}}$ (KeV)
$^{90}\text{Sr}$	28.60 años	546.0	195.8
$^{90}\text{Y}$	64.10 horas	2283.9	934.8

A la hora de realizar el calibrado del contador, debemos considerar, que éste puede operar en dos modos de medida distintos:

- **Modo de medida secuencial:** Las partículas alfa y beta se miden por separado.
- **Modo de medida simultáneo:** Las partículas alfa y beta son registradas al mismo tiempo.

### 3.3.1. Obtención de las curvas características

En la descripción del proceso de detección en el que se fundamente el contador proporcional, vimos que tanto la ionización primaria como la secundaria dependían de la tensión de trabajo aplicada, y que ésta se determinaba a partir de las curvas características de los detectores.

#### Curvas características alfa en el modo de medida secuencial

Estas curvas se obtuvieron en el modo de medida secuencial alfa, situando la fuente patrón  $\alpha$  en las diez posiciones del portamuestras, que corresponden a cada uno de los diez detectores que constituyen el sistema de detección. Para ello, seleccionamos un tiempo de medida de 5 min, ya que con éste se obtenía una buena estadística de contaje, y se mantuvo fijo mientras el sistema incrementaba la tensión de trabajo en intervalos discretos de 25 V, desde los 300 V a los 1250 V, registrándose un determinado número de cuentas por minuto, que representa la capacidad que tiene el sistema para detectar las partículas  $\alpha$  emitidas por la muestra.

En la gráfica obtenida, **Figura 3.1**, página 76, se observa una zona entre los 675 V y los 975 V en la que la tasa de contaje no aumenta significativamente al hacerlo la tensión aplicada, recibiendo el nombre de **plateau alfa**. Esta zona es característica de cada detector y tipo

de fuente, y en ella, se alcanzan las condiciones de trabajo más estables.

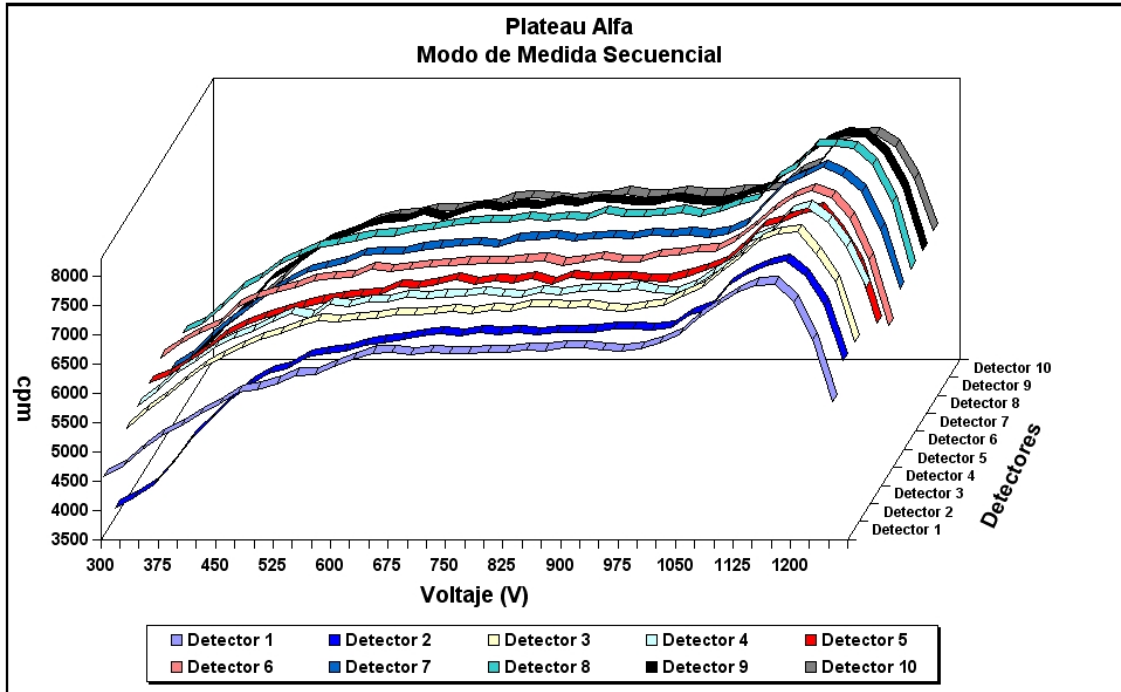


Figura 3.1. Curvas características alfa en el modo de medida secuencial.

### Curvas características beta en el modo de medida secuencial

Estas curvas características se obtuvieron de forma análoga a las curvas características alfa del modo secuencial, pero se utilizó la fuente patrón  $\beta$  y se incrementó la tensión de trabajo en intervalos discretos de 25 V, desde los 800 V a los 1750 V.

Al representar como varía la tasa de conteo en función del voltaje aplicado obtuvimos las curvas características que se muestran en la **Figura 3.2**, página 77. En ellas, se observa una zona, entre los 1450 V y los 1650 V, donde la tasa de conteo permanece prácticamente constante al incrementar la tensión de trabajo. Esta zona recibe el nombre de **plateau beta**, dándose en ella las condiciones de trabajo más estable para la medida de los emisores beta, siempre y cuando se utilice como radionucleido de referencia el  $^{90}\text{Sr}$ .

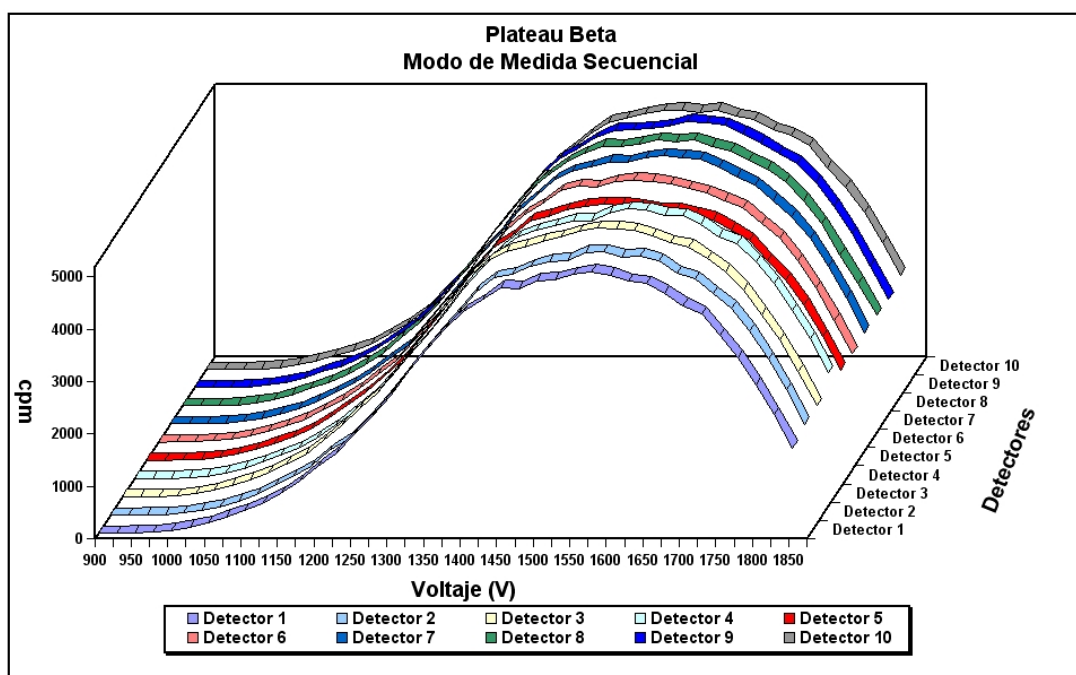


Figura 3.2. Curvas características beta en el modo de medida secuencial.

### Curvas características alfa y beta en el modo de medida simultáneo

En este caso, para obtener las curvas características tanto en la ventana de medida alfa como en la ventana beta, se incrementó la tensión en intervalos discretos de 25 V, desde los 1200 V a los 1900 V, midiendo en primer lugar la fuente patrón  $\alpha$  y, a continuación, la fuente patrón  $\beta$ .

La medida simultánea de partículas alfa y beta requiere que el sistema sea capaz de registrarlas con la máxima estabilidad y eficiencia, siendo necesario un voltaje de trabajo que esté comprendido entre el voltaje óptimo de la ventana alfa y el de la ventana beta.

Las curvas características obtenidas para los diez detectores en la venta alfa, **Figura 3.3**, página 78, muestran que existe una zona comprendida entre los 1525 V y los 1750 V donde la tasa de conteo no aumenta significativamente al hacerlo la tensión aplicada. Por otro lado, en las curvas características obtenidas para la ventana beta, **Figura 3.4**, página 78, esta zona se alcanza entre los 1475 V y los 1700 V, mientras que el *spillover alfa* permanece prácticamente constante para el rango de voltaje en el que se alcanza el *plateau alfa* y el *plateau beta*, como se muestra en la **Figura 3.5**, página 79.

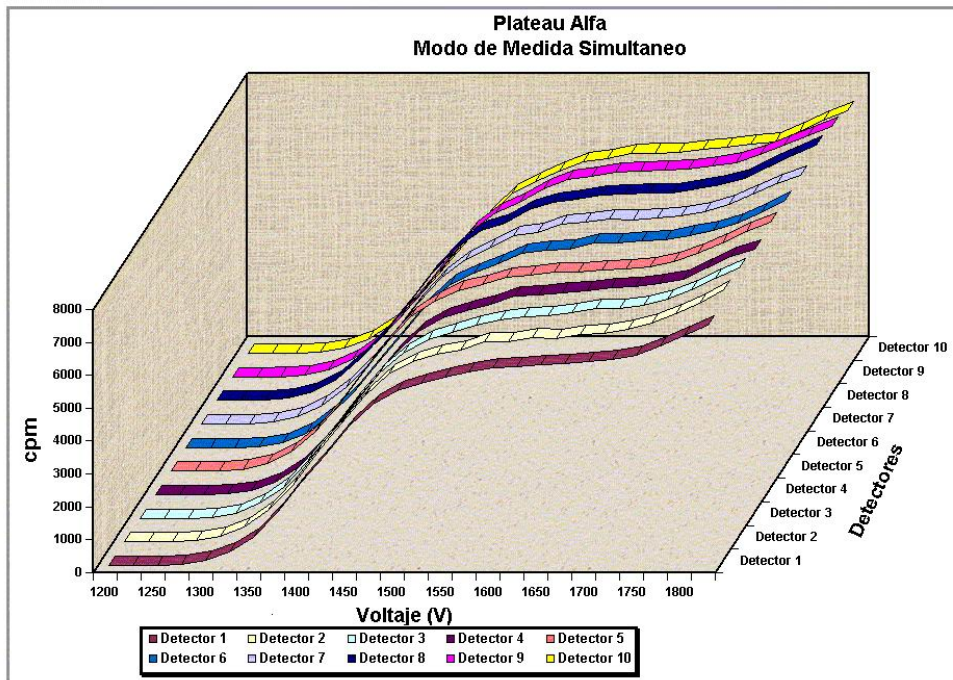


Figura 3.3. Curvas características alfa en el modo de medida simultaneo.

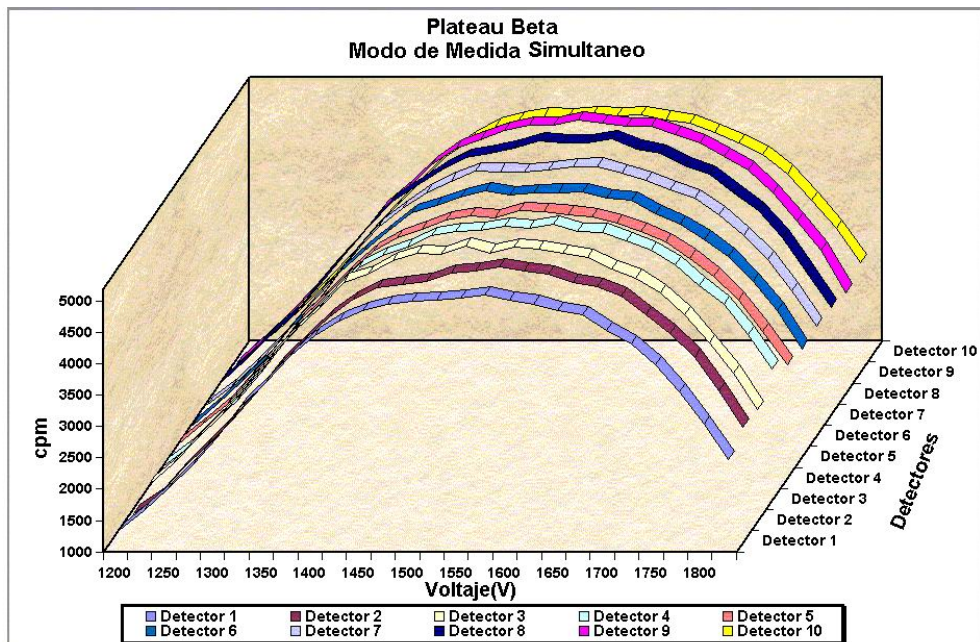


Figura 3.4. Curvas características beta en el modo de medida simultaneo.

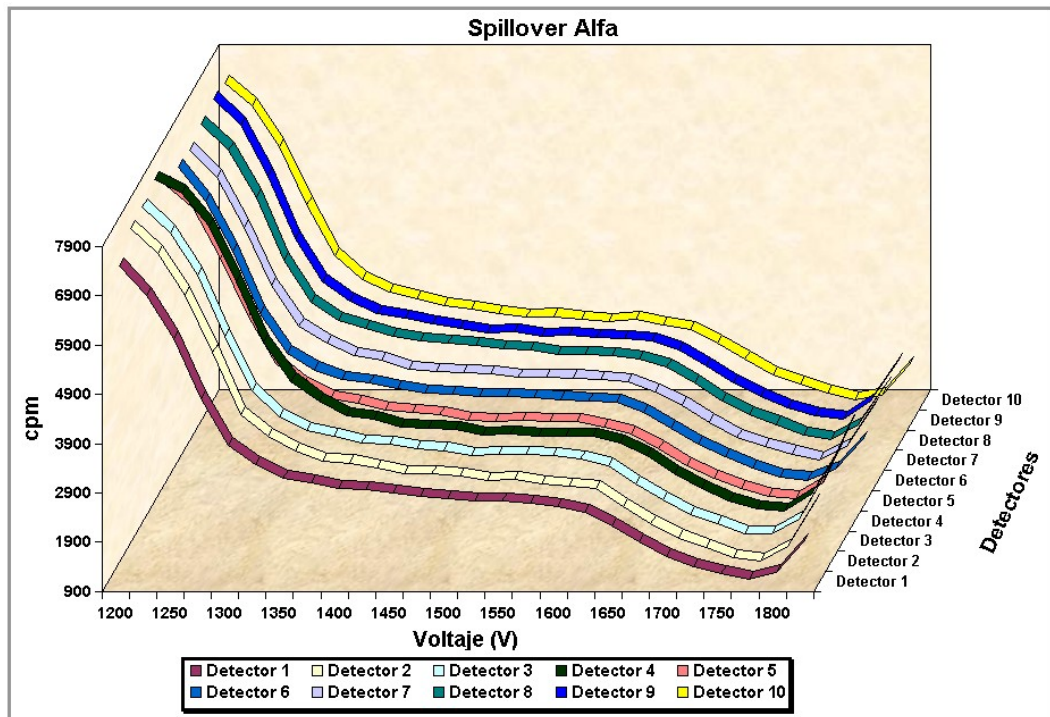


Figura 3.5. Variación del Spillover con la tensión aplicada.

### 3.3.2. Obtención del Factor de Mérito

Una vez obtenidas las curvas características, en los distintos modos de medida, y calculado el plateau en cada uno de ellos, se aplicó el criterio del **Factor de Mérito** [Grau Malada et al., 1985] al objeto de determinar las condiciones óptimas de medida. Para ello, se consideraron dos situaciones:

- A. Detecciones próximas al fondo:** El *Factor de Mérito* depende de las características del detector, es decir, de su fondo y de la eficiencia de contaje:

$$FM = \frac{Ef^2}{B} \quad (3.2)$$

donde:

**FM**, es el *Factor de Mérito*.

**Ef**, es la eficiencia de contaje en tanto por ciento.

**B**, es el valor del fondo en cpm.

**B. Fondo despreciable:** Cuando el fondo es despreciable frente a las emisiones de la muestra, el *Factor de Mérito* depende, únicamente, del rendimiento en el proceso de detección:

$$FM = Ef^2 \quad (3.3)$$

donde:

*FM*, es el *Factor de Mérito*.

*Ef*, es la eficiencia de contaje en tanto por ciento.

Por tanto, la determinación del *Factor de Mérito*, en cada uno de los modos de medida, requiere cuantificar el fondo y la eficiencia de contaje en cada uno de ellos, y por ello, hubo que preparar fuentes patrón alfa y beta, a partir de las disoluciones patrón **MRC2000-074** y **MRC2000-073**, descritas en el **capítulo 2**.

Para cuantificar el fondo del equipo se procedió a la medida de éste sin colar ninguna muestra en las diez posiciones del sistema de detección, empleando un tiempo de medida de 800 minutos.

Las fuentes patrón alfa se prepararon a partir de la disolución certificada de  $^{241}\text{Am}$ , con referencia **MRC2000-074**, añadiendo a diez planchetas de fondo estriado las actividades que figuran en la **Tabla 3.4**. Mientras que las fuentes patrón beta se prepararon de forma análoga, empleando la disolución patrón de  $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$  en equilibrio secular, con referencia **MRC2000-073**, adicionando las actividades que figuran en la **Tabla 3.5**, página 81.

**Tabla 3.4.** *Actividad de las planchetas del patrón alfa.*

Planchetas	Actividad (dpm)	Planchetas	Actividad (dpm)
P-1	357.31	P-6	354.47
P-2	356.60	P-7	354.47
P-3	355.89	P-8	353.05
P-4	355.18	P-9	354.47
P-5	353.76	P-10	360.85



Tabla 3.5. Actividad de las planchetas del patrón beta.

Planchetas	Actividad (dpm)	Planchetas	Actividad (dpm)
P-1	251.51	P-6	245.16
P-2	244.19	P-7	243.45
P-3	245.16	P-8	243.94
P-4	245.53	P-9	245.65
P-5	242.36	P-10	243.21

### Modo de medida secuencial en la ventana alfa

La determinación del voltaje óptimo se realizó midiendo las planchetas del patrón alfa durante 400 min y los fondos durante 800 min, desde los 300 V a los 1650 V, modificando la tensión en intervalos discretos de 50 V.

Los valores obtenidos del fondo muestran que este es prácticamente despreciable para los voltajes aplicados, ya que oscila entre las 0.0075 cpm de los 300 V y las 0.0213 cpm de los 900 V, y por ello, para el cálculo del voltaje óptimo se utilizó la **ecuación (3.3)**. A continuación, se representó el **Factor de Mérito** frente al voltaje aplicado, obteniéndose las curvas de la **Figura 3.6**. A partir de estas curvas, considerando el rango de voltaje de 300 V a 900 V, los datos se ajustaron a una función cuadrática, que nos permitió calcular el voltaje para el que se alcanza el **Factor de Mérito** máximo.

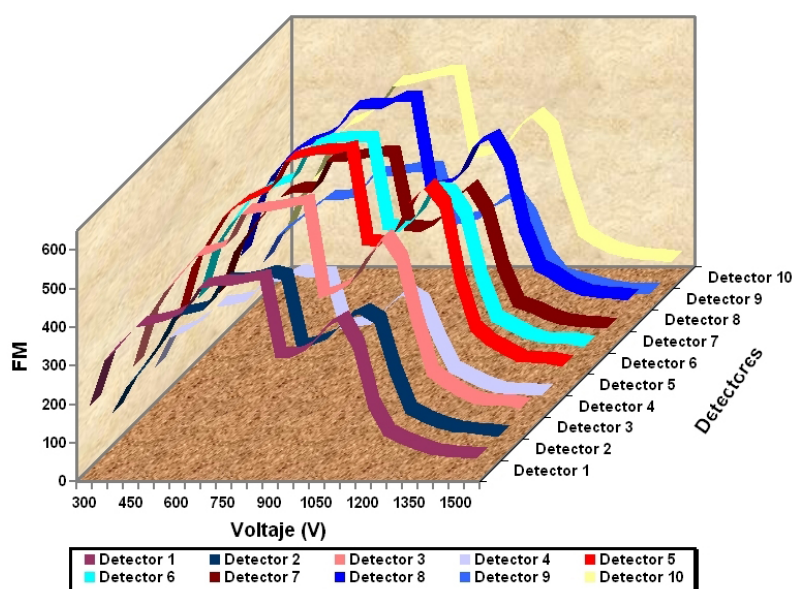


Figura 3.6. Curvas del Factor de Mérito en el modo de medida secuencial alfa.

A continuación, estudiaremos si el coeficiente de determinación obtenido en el ajuste cuadrático es significativo, y para ello, realizaremos un contraste estadístico, en el que se tiene en cuenta el número de puntos usados en el cálculo de la ecuación cuadrática. En este contraste se determina el valor de  $t$  mediante la siguiente expresión:

$$t_{cal} = \frac{|R| \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-R^2}} \quad (3.4)$$

donde:

$R$ , es el coeficiente de determinación.

$n$ , es el número de datos utilizados para el ajuste.

La hipótesis a plantear es:

$$\textit{Hipótesis nula} \implies \mathbf{H_0}: t_{tab} \geq t_{cal}$$

$$\textit{Hipótesis alternativa} \implies \mathbf{H_1}: t_{tab} < t_{cal}$$

El valor de  $t$  calculado,  $t_{cal}$ , se compara con el valor tabulado,  $t_{tab}$ , al nivel de significación deseado, utilizando un contraste  $t$  de *dos colas* y  $n-2$  grados de libertad.

En la **Tabla 3.6**, página 83, se muestran las ecuaciones cuadráticas obtenidas para cada uno de los detectores, así como el valor de  $t_{cal}$ , cumpliéndose en todos los casos que el valor  $t_{cal} > t_{tab}^2$ , y por tanto, para un nivel de confianza del 95 %, se rechaza la hipótesis nula, concluyendo que existe correlación significativa entre el **Factor de Mérito** y el voltaje aplicado.

A partir de las funciones que figuran en la **Tabla 3.6**, página 83, calculamos el voltaje para el que se alcanza el **Factor de Mérito** máximo en cada uno de los diez detectores, tomando como voltaje óptimo de trabajo su valor medio, es decir, los 700 V.

---

<sup>2</sup>El valor de  $t_{tab}$  para un intervalo de confianza del 95 % y  $n-2$  grados de libertad, siendo  $n=13$ , es 2.21.

Tabla 3.6. Factor de Mérito en el modo de medida secuencial alfa.

Detector	Función	R <sup>2</sup> (%)	t <sub>cal,n=13</sub>	V <sub>max</sub> (V)
D-1	$FM = 1.88 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 2.59 \cdot V - 406.70$	80.22	6.68	<b>686.65</b>
D-2	$FM = 2.06 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 2.92 \cdot V - 602.32$	89.10	9.48	<b>711.20</b>
D-3	$FM = 2.37 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 3.31 \cdot V - 596.40$	84.52	7.75	<b>699.10</b>
D-4	$FM = 1.37 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 1.91 \cdot V - 336.00$	84.10	7.63	<b>699.61</b>
D-5	$FM = 2.51 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 3.50 \cdot V - 628.40$	85.46	8.04	<b>696.40</b>
D-6	$FM = 2.37 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 3.30 \cdot V - 584.28$	84.74	7.82	<b>695.95</b>
D-7	$FM = 2.07 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 2.88 \cdot V - 529.71$	86.26	8.31	<b>697.12</b>
D-8	$FM = 2.32 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 3.21 \cdot V - 549.62$	84.37	7.71	<b>691.00</b>
D-9	$FM = 1.37 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 1.91 \cdot V - 343.69$	83.96	7.59	<b>698.86</b>
D-10	$FM = 2.37 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 3.35 \cdot V - 674.68$	89.21	9.54	<b>707.40</b>

### Modo de medida secuencial en la ventana beta

En este caso, se observó que el valor del fondo se modificaba notablemente con la tensión de trabajo, ya que el valor de éste oscila entre las 0.0112 cpm de los 600 V y las 5.6963 cpm de los 1350 V, y por ello, para el cálculo del **Factor de Mérito** se empleó la **ecuación** (3.2). A continuación, se representó como variaba el **Factor de Mérito** en función del voltaje aplicado y se obtuvieron las curvas de la **Figura 3.7**, página 84, y, considerando el rango de voltaje de 1400 V a 1800 V, se calcularon las funciones cuadráticas correspondientes. Estas funciones nos permitirán determinar el voltaje óptimo de trabajo.

En la **Tabla 3.7**, página 84, figuran las ecuaciones cuadráticas obtenidas para cada uno de los detectores, así como, sus correspondientes coeficientes de correlación y los valores de  $t_{cal}$ , cumpliéndose en todos los casos que  $t_{cal} > t_{tab}^3$ , y por tanto, se rechaza la hipótesis nula, para un intervalo de confianza del 95.0%. A partir del voltaje óptimo calculado, para cada uno de los detectores, determinamos que el voltaje de trabajo óptimo para el modo de medida secuencial beta es de 1625 V.

<sup>3</sup>El valor de  $t_{tab}$  para un intervalo de confianza del 95% y n-2 grados de libertad, siendo n=9, es 2.36.

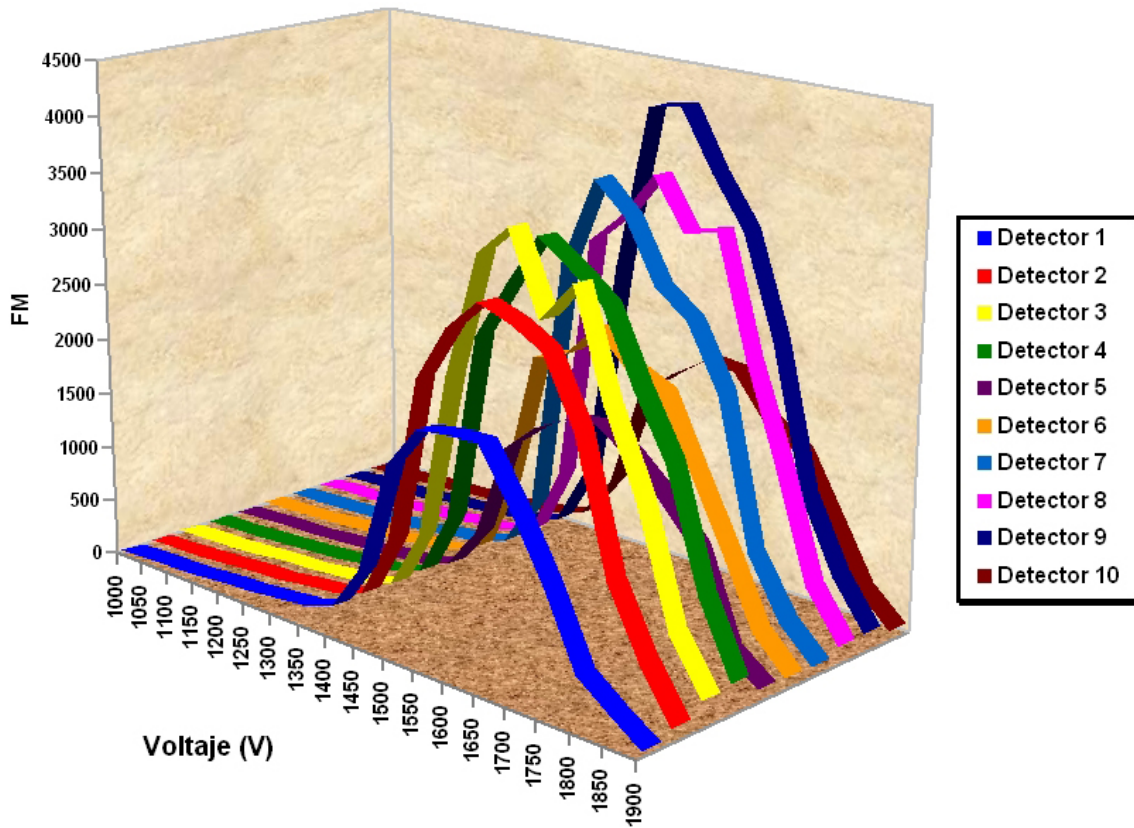


Figura 3.7. Curvas del Factor de Mérito en el modo de medida secuencial beta.

Tabla 3.7. Factor de Mérito en el modo de medida secuencial beta.

Detector	Función	R <sup>2</sup> (%)	t <sub>cal,n=9</sub>	V <sub>max</sub> (V)
D-1	$FM=4.60 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.47 \cdot 10^2 \cdot V - 1.17 \cdot 10^5$	96.26	13,42	<b>1607.89</b>
D-2	$FM=6.12 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.99 \cdot 10^2 \cdot V - 1.59 \cdot 10^5$	96.67	14,26	<b>1624.61</b>
D-3	$FM=6.39 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 2.08 \cdot 10^2 \cdot V - 1.67 \cdot 10^5$	92.52	9,30	<b>1631.98</b>
D-4	$FM=5.97 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.95 \cdot 10^2 \cdot V - 1.56 \cdot 10^5$	95.57	12,29	<b>1635.65</b>
D-5	$FM=3.16 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.03 \cdot 10^2 \cdot V - 8.26 \cdot 10^4$	96.97	14,97	<b>1634.69</b>
D-6	$FM=4.78 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.54 \cdot 10^2 \cdot V - 1.22 \cdot 10^5$	95.86	12,73	<b>1616.54</b>
D-7	$FM=7.61 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 2.45 \cdot 10^2 \cdot V - 1.94 \cdot 10^5$	89.66	7,79	<b>1612.24</b>
D-8	$FM=7.24 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 2.35 \cdot 10^2 \cdot V - 1.87 \cdot 10^5$	93.24	9,83	<b>1623.27</b>
D-9	$FM=8.94 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 2.89 \cdot 10^2 \cdot V - 2.30 \cdot 10^5$	93.52	10,05	<b>1617.29</b>
D-10	$FM=3.57 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.16 \cdot 10^2 \cdot V - 9.23 \cdot 10^4$	96.36	13,61	<b>1624.61</b>

### Modo de medida simultaneo

Al igual que en el modo de medida secuencial, en el modo simultaneo se midieron los fondos durante 800 min, y durante 400 min el patrón alfa y el patrón beta. La tensión de trabajo se modificó desde los 1100 V a los 1900 V, en intervalos discretos de 50 V, tanto para el fondo como para cada uno de los patrones.

### Modo de medida simultaneo para los emisores alfa

En la ventana alfa el valor del **Factor de Mérito** se calculó mediante la **ecuación** (3.3), ya que el fondo no supera las 0.1 cpm hasta los 1750 V y, a continuación, se obtuvieron las curvas de la **Figura 3.8**. A partir de ellas, considerando el rango de voltaje de 1300 V a 1700 V, obtuvimos las correspondientes funciones cuadráticas y se calculó el voltaje óptimo para cada uno de los detectores (**Tabla 3.8**, página 86) siendo el valor medio de éste de 1585 V.

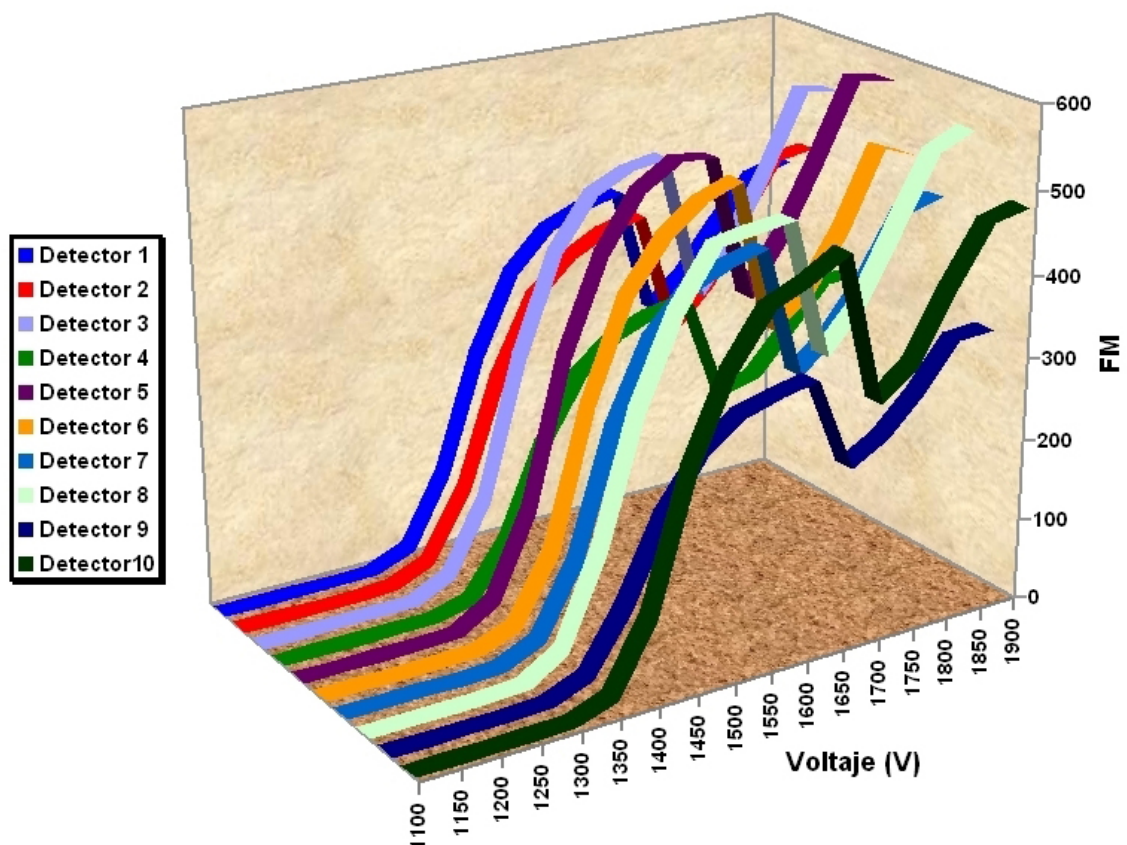


Figura 3.8. Curvas del Factor de Mérito en el modo de medida simultaneo alfa.

**Tabla 3.8.** Factor de Mérito en el modo de medida simultaneo alfa.

Detector	Función	R <sup>2</sup> (%)	t <sub>cal,n=9</sub>	V <sub>max</sub> (V)
D-1	$FM = 7.49 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 23.75 \cdot V - 1.84 \cdot 10^4$	95.19	11.77	<b>1584.63</b>
D-2	$FM = 6.97 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 22.12 \cdot V - 1.72 \cdot 10^4$	95.04	11.58	<b>1587.00</b>
D-3	$FM = 8.71 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 27.64 \cdot V - 2.15 \cdot 10^4$	94.85	11.35	<b>1587.35</b>
D-4	$FM = 5.81 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 18.42 \cdot V - 1.43 \cdot 10^4$	95.50	12.19	<b>1585.82</b>
D-5	$FM = 9.17 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 29.11 \cdot V - 2.26 \cdot 10^4$	95.66	12.42	<b>1586.61</b>
D-6	$FM = 8.43 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 26.85 \cdot V - 2.09 \cdot 10^4$	93.69	10.19	<b>1591.92</b>
D-7	$FM = 7.65 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 24.27 \cdot V - 1.88 \cdot 10^4$	95.01	11.54	<b>1585.89</b>
D-8	$FM = 8.72 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 27.61 \cdot V - 2.14 \cdot 10^4$	96.19	13.29	<b>1583.21</b>
D-9	$FM = 5.42 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 17.16 \cdot V - 1.33 \cdot 10^4$	95.42	12.08	<b>1582.84</b>
D-10	$FM = 8.04 \cdot 10^{-3} \cdot V^2 + 25.55 \cdot V - 1.99 \cdot 10^4$	93.90	10.38	<b>1589.42</b>

#### **Modo de medida simultaneo para los emisores beta**

En el caso de la ventana beta el cálculo del **Factor de Mérito** se realizó con la **ecuación** (3.2), ya que el valor del fondo oscilaba entre las 0.3313 cpm de los 1100 V y las 5.4762 de los 1350 V. A continuación, se representó como variaba el **Factor de Mérito** en función del voltaje de trabajo y se obtuvieron las curvas de la **Figura 3.9**, página 87, y, a partir de ellas, considerando el rango de voltaje de 1400 V a 1850 V, se determinaron las correspondientes funciones cuadráticas.

Una vez obtenidas las funciones cuadráticas, **Tabla 3.9**, página 87, se calcularon sus coeficientes de correlación, y a partir de ellos determinaremos si las funciones son representativas. En este caso, el valor de  $t_{tab}$  para un intervalo de confianza del 95 % y n-2 grados de libertad, siendo n=10, es 2.31, cumpliéndose en todos los casos que  $t_{cal} > t_{tab}$ , y por tanto, se rechaza la hipótesis nula.

A partir de las funciones cuadráticas se calculó el voltaje óptimo de trabajo para cada uno de los detectores, y mediante estos valores determinamos voltaje de trabajo del sistema de detección, siendo este igual a 1625 V.

Por tanto, una vez calculado el voltaje óptimo de trabajo para la ventana alfa y beta en el modo simultáneo, determinamos el voltaje de trabajo para este modo de medida como el valor medio de los dos voltaje anteriores, siendo este igual a 1605 V.

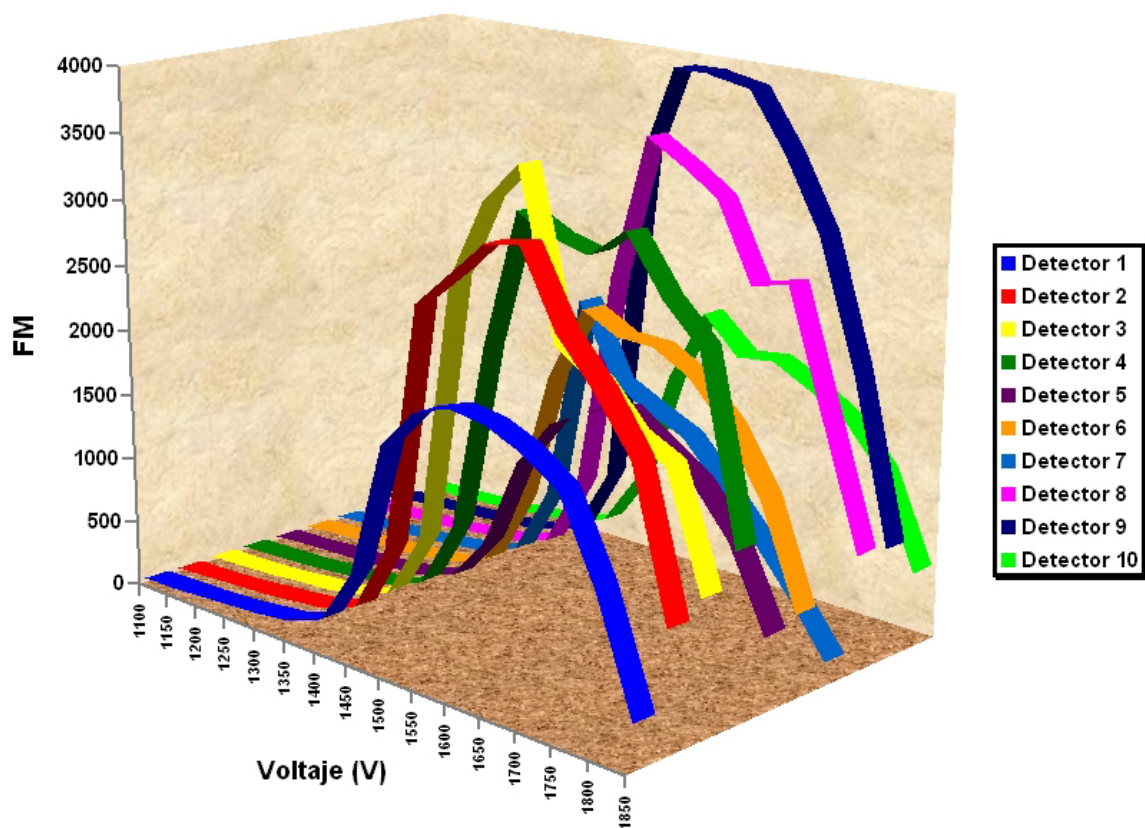


Figura 3.9. Curvas del Factor de Mérito en el modo de medida simultaneo beta.

Tabla 3.9. Factor de Mérito en el modo de medida simultaneo beta.

Detector	Función	R <sup>2</sup> (%)	t <sub>cal,n=10</sub>	V <sub>max</sub> (V)
D-1	$FM=3.76 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.23 \cdot 10^2 \cdot V - 9.79 \cdot 10^4$	97.06	16.25	<b>1632.18</b>
D-2	$FM=5.31 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.74 \cdot 10^2 \cdot V - 1.39 \cdot 10^5$	93.45	10.68	<b>1639.15</b>
D-3	$FM=5.05 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.65 \cdot 10^2 \cdot V - 1.31 \cdot 10^5$	77.63	5.27	<b>1632.34</b>
D-4	$FM=5.04 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.67 \cdot 10^2 \cdot V - 1.35 \cdot 10^5$	93.83	11.03	<b>1654.97</b>
D-5	$FM=2.91 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 9.55 \cdot 10^1 \cdot V - 7.67 \cdot 10^4$	98.20	20.89	<b>1643.20</b>
D-6	$FM=3.87 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.26 \cdot 10^2 \cdot V - 1.01 \cdot 10^5$	95.92	13.71	<b>1635.00</b>
D-7	$FM=2.98 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 9.53 \cdot 10^1 \cdot V - 7.46 \cdot 10^4$	73.94	4.76	<b>1602.20</b>
D-8	$FM=5.81 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.90 \cdot 10^2 \cdot V - 1.52 \cdot 10^5$	91.38	9.21	<b>1636.53</b>
D-9	$FM=7.39 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 2.41 \cdot 10^2 \cdot V - 1.93 \cdot 10^5$	92.80	10.15	<b>1634.01</b>
D-10	$FM=3.16 \cdot 10^{-2} \cdot V^2 + 1.04 \cdot 10^2 \cdot V - 8.28 \cdot 10^4$	96.36	14.55	<b>1636.96</b>

### 3.3.3. Curvas de autoabsorción

Las muestras objeto de análisis poseen un espesor finito, y debido a ello, parte de las partículas emitidas serán absorbidas en la propia muestra. A este hecho se le da el nombre de **autoabsorción** [Atem, 1950]. Por lo tanto, en la determinación de la actividad alfa total y beta total será necesario corregir la pérdida de la eficiencia de recuento en función del espesor de la muestra.

En el fenómeno de autoabsorción podemos considerar tres situaciones diferentes [Friedlander et al., 1981]:

- A. Muestras con espesores máxicos despreciables:** En este caso, se asume que la masa del residuo es despreciable, y por tanto, no es necesario realizar la corrección por autoabsorción.
- B. Muestras con espesores máxicos grandes:** Solo alcanzan el detector aquellas partículas emitidas en la zona superficial de la muestra y situadas a una distancia inferior a la del alcance. En este caso, la eficiencia de recuento es independiente de la cantidad de muestra y proporcional a la actividad específica.
- C. Muestras con espesores máxicos intermedios:** El grado de autoabsorción dependerá del residuo depositado en la plancheta, siendo necesario determinar en cada caso el **factor de autoabsorción**.

En la medida de muestras medioambientales nos vamos a encontrar, habitualmente, en este último caso, por lo que será necesario determinar el factor de autoabsorción. Éste se puede calcular de dos formas distintas:

- I.** Mediante el coeficiente de absorción calculado a partir de absorbentes con diferentes espesores máxicos.
- II.** Adicionando un volumen fijo de una solución patrón a concentraciones crecientes de una sal sódica inactiva [Pujol and Suárez-Navarro, 2004], lo que nos permite determinar como se afecta la eficiencia de contaje en función del espesor máxico, es decir, obtenemos las **curvas de autoabsorción**.

#### Curvas de autoabsorción alfa

En este caso, para determinar la dependencia de la eficiencia de contaje con el espesor máxico, se han utilizado planchetas de fondo estriado, a las que se les ha adicionado una actividad conocida de la disolución patrón de  $^{241}\text{Am}$  (**Patrón MRC2000-074**). Las planchetas se prepararon disolviendo cantidades crecientes de la sal sódica  $\text{Na}_2\text{CO}_3$ , en 3 ml de  $\text{H}_2\text{O}$ , a los que se le añadieron 100  $\mu\text{l}$  del patrón **MRC2000-074**, y se evaporaron hasta sequedad total,



bajo una lámpara de infrarrojos [Semkow et al., 2004]. Los espesores máscicos y las actividades de estas planchetas figuran en la **Tabla 3.10**. A continuación, se secaron en un horno a 120°C, durante 24 horas, y se midieron en el contador proporcional durante 180 min.

**Tabla 3.10.** Características de las planchetas empleadas en la obtención de las curvas de autoabsorción alfa.

	Actividad (Bq)	Espesor (mg·cm <sup>-2</sup> )		Actividad (Bq)	Espesor (mg·cm <sup>-2</sup> )
<b>P-1</b>	113.5 ± 0.2	1.30 ± 0.01	<b>P-11</b>	111.0 ± 0.2	10.71 ± 0.01
<b>P-2</b>	111.9 ± 0.2	2.11 ± 0.01	<b>P-12</b>	109.1 ± 0.2	11.61 ± 0.01
<b>P-3</b>	109.7 ± 0.2	3.05 ± 0.01	<b>P-13</b>	109.7 ± 0.2	12.66 ± 0.01
<b>P-4</b>	109.1 ± 0.2	3.99 ± 0.01	<b>P-14</b>	108.2 ± 0.2	13.53 ± 0.01
<b>P-5</b>	110.5 ± 0.2	4.95 ± 0.01	<b>P-15</b>	108.8 ± 0.2	14.43 ± 0.01
<b>P-6</b>	100.1 ± 0.2	5.35 ± 0.01	<b>P-16</b>	109.9 ± 0.2	15.51 ± 0.01
<b>P-7</b>	108.1 ± 0.2	6.87 ± 0.01	<b>P-17</b>	109.7 ± 0.2	16.44 ± 0.01
<b>P-8</b>	108.2 ± 0.2	7.80 ± 0.01	<b>P-18</b>	109.9 ± 0.2	17.33 ± 0.01
<b>P-9</b>	111.0 ± 0.2	8.76 ± 0.01	<b>P-19</b>	109.7 ± 0.2	18.17 ± 0.01
<b>P-10</b>	108.4 ± 0.2	9.71 ± 0.01	<b>P-20</b>	109.5 ± 0.2	19.23 ± 0.01

El cálculo del factor de autoabsorción, para cada plancheta de espesor máscico  $X$ , se realiza mediante la ecuación:

$$F_a = \frac{E_x}{E_0} \quad (3.5)$$

donde:

$F_a$ , es el factor de autoabsorción, expresado en tanto por uno.

$E_x$ , es la eficiencia de contaje para la fuente de espesor  $x$  mg·cm<sup>-2</sup>.

$E_0$ , es la eficiencia de contaje de la fuente patrón de espesor 0 mg·cm<sup>-2</sup>.

Al representar como varía el factor de autoabsorción frente al espesor máscico, **Figura**<sup>4</sup> **3.10**, página 90, observamos que para espesores superiores a los 13 mg·cm<sup>-2</sup> el  $F_{a_\alpha}$  varía de forma irregular, debido a la falta de homogeneidad en la formación del residuo. Por ello, decidimos redissolver las planchetas, añadiéndoles 3 ml de H<sub>2</sub>O, y las volvimos a medir durante 180 min, obteniendo para el detector 1, las curvas de la **Figura 3.11**, página 91. En ella, se observa que para espesores máscicos inferiores a los 12 mg·cm<sup>-2</sup> el valor de  $F_{a_\alpha}$  presenta pequeñas

<sup>4</sup>Sólo hemos representado la curva del detector 1, ya que las obtenidas para los otros detectores son análogas a la de éste.

variaciones, mientras que para valores superiores, las variaciones son más acusadas.

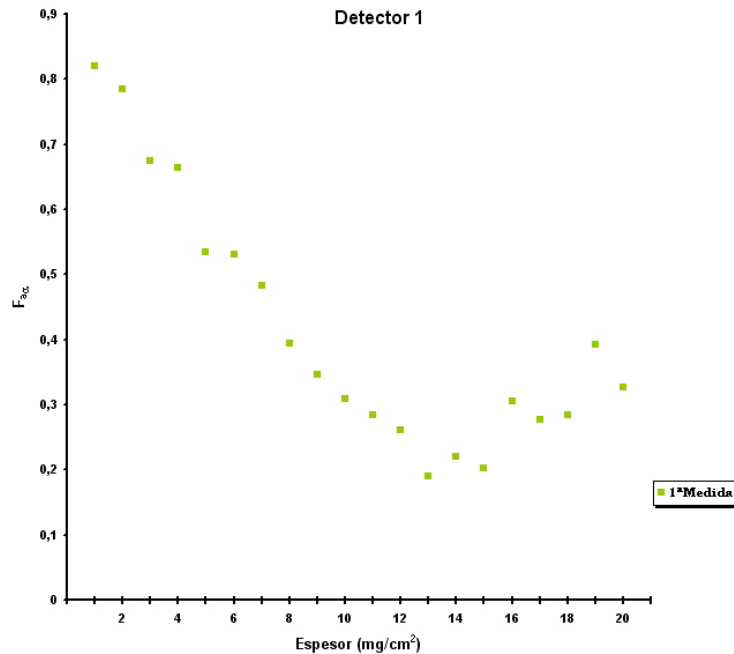


Figura 3.10. Curvas de autoabsorción alfa del detector 1.

Por todo ello, para obtener las curvas de autoabsorción alfa tomamos el valor medio de las cinco primeras redisoluciones hasta el espesor másico de  $12 \text{ mg}\cdot\text{cm}^{-2}$  y, a partir de éste, se tomó el valor medio de las cuatro últimas, descartando los datos de la primera curva, para a continuación, ajustarlos a la correspondiente función matemática.

La función matemática que mejor representa como varía el factor de autoabsorción frente al espesor másico es una función hiperbólica del tipo [Semkow et al., 2005]:

$$F_{a\alpha} = \frac{a}{(1 + b \cdot x)^c} \quad (3.6)$$

donde:

$F_{a\alpha}$ , es el factor de autoabsorción alfa, expresado en tanto por uno.

$a$ ,  $b$  y  $c$ , son parámetros de ajuste.

$x$ , es el espesor másico de la fuente, expresado en  $\text{mg}\cdot\text{cm}^{-2}$ .

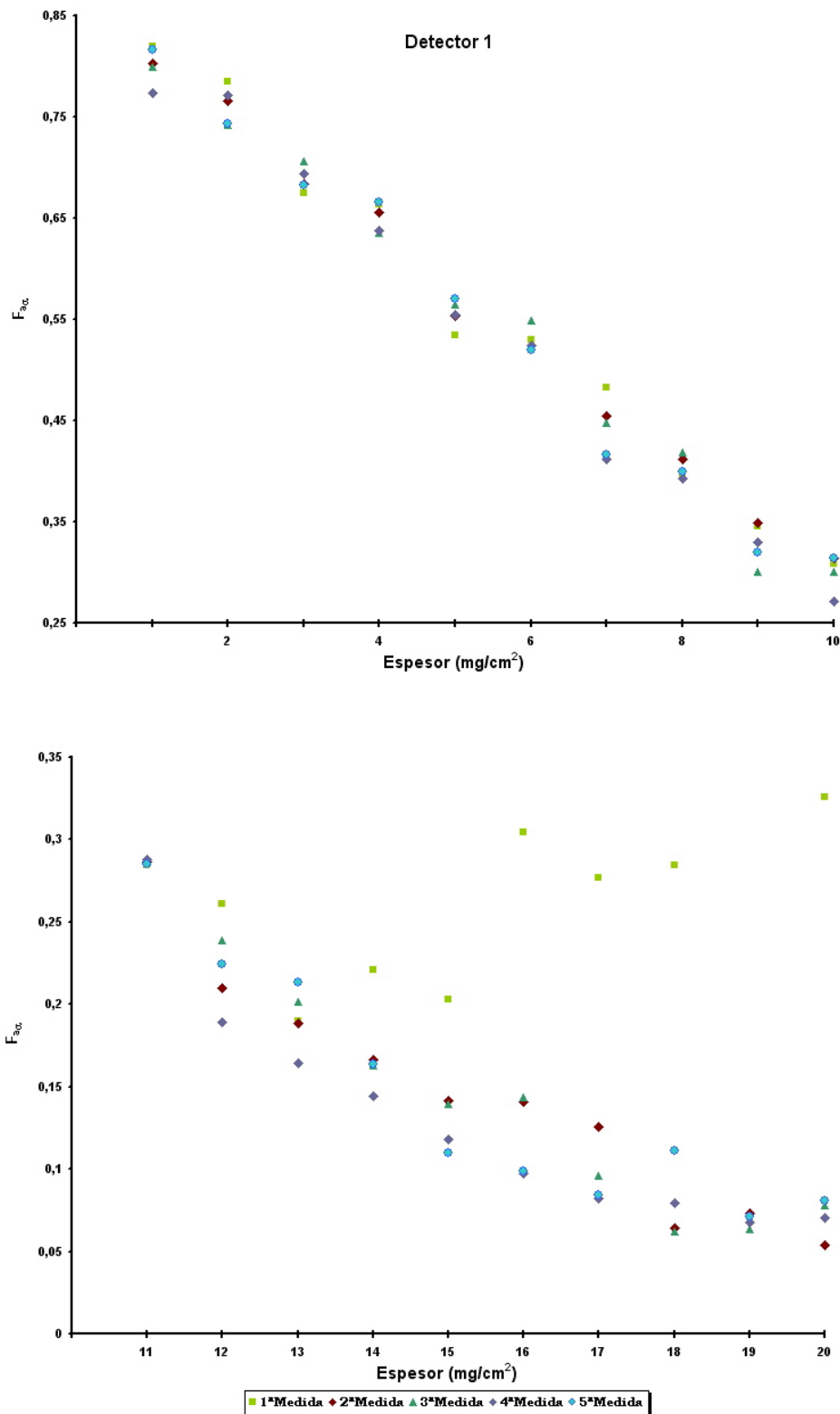


Figura 3.11. Curvas de autoabsorción alfa obtenidas a partir de la redisolución de las planchetas.

En la **Tabla 3.11** se muestran los parámetros de la curva de autoabsorción obtenida para cada uno de los diez detectores, así como, los coeficientes de determinación y el  $t_{cal}$  mediante la **ecuación 3.4**. Si comparamos el valor de  $t_{cal}$  con el de  $t_{tab}$ <sup>5</sup>, para un intervalo de confianza del 95 %, se cumple en todos los casos que  $t_{cal} > t_{tab}$  y, por tanto, se rechaza  $H_0$ , siendo significativo el ajuste en todos los detectores.

**Tabla 3.11.** Curvas de autoabsorción alfa.

	Parámetros de Ajuste			R <sup>2</sup> (%)	$t_{cal, n=20}$
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>		
<b>D-1</b>	1.01 ± 0.02	(2.36 ± 0.08)·10 <sup>-6</sup>	54004.1 ± 2.0·10 <sup>-12</sup>	98.87	39.67
<b>D-2</b>	1.01 ± 0.02	(2.12 ± 0.07)·10 <sup>-6</sup>	60386.0 ± 1.8·10 <sup>-12</sup>	98.99	41.99
<b>D-3</b>	0.94 ± 0.01	(1.88 ± 0.04)·10 <sup>-6</sup>	72536.0 ± 7.0·10 <sup>-13</sup>	99.58	65.29
<b>D-4</b>	1.02 ± 0.02	(1.86 ± 0.06)·10 <sup>-6</sup>	68550.7 ± 1.5·10 <sup>-12</sup>	98.95	41.26
<b>D-5</b>	1.03 ± 0.02	(1.88 ± 0.06)·10 <sup>-6</sup>	68107.9 ± 1.5·10 <sup>-12</sup>	98.90	40.25
<b>D-6</b>	1.00 ± 0.02	(2.86 ± 0.09)·10 <sup>-6</sup>	45194.8 ± 3.0·10 <sup>-12</sup>	99.03	42.86
<b>D-7</b>	1.02 ± 0.02	(1.66 ± 0.05)·10 <sup>-6</sup>	77123.6 ± 1.1·10 <sup>-12</sup>	98.98	41.73
<b>D-8</b>	0.97 ± 0.02	(1.66 ± 0.06)·10 <sup>-6</sup>	78572.4 ± 1.1·10 <sup>-12</sup>	98.82	38.81
<b>D-9</b>	1.01 ± 0.02	(1.59 ± 0.05)·10 <sup>-6</sup>	80019.4 ± 1.1·10 <sup>-12</sup>	98.93	40.75
<b>D-10</b>	1.01 ± 0.03	(1.01 ± 0.07)·10 <sup>-6</sup>	71974.1 ± 1.5·10 <sup>-12</sup>	98.72	37.23

### Curvas de autoabsorción beta

La autoabsorción que experimentan las partículas beta es mucho menos acusada que las partículas alfa, debido a que su poder de ionización es mucho menor, y, por tanto, su alcance será mayor.

Siguiendo el procedimiento descrito anteriormente, pero partiendo de la disolución patrón **MRC2000-073** de <sup>90</sup>Sr/<sup>90</sup>Y en equilibrio secular, se prepararon 30 planchetas con actividades muy próximas y con un rango de espesores másicos comprendidos entre 0 y 55 mg·cm<sup>-2</sup>. La actividad añadida a cada una de estas planchetas, así como, su espesor másico figuran en la **Tabla 3.12**, página 93.

Para obtener las curvas de autoabsorción beta se calcula el factor de autoabsorción beta,  $F_{a\beta}$ , empleando la **ecuación (3.5)**, y, a continuación, se representa como varía éste en función del espesor másico.

<sup>5</sup>El valor de  $t_{tab}$  para un intervalo de confianza del 95 % y n-2 grados de libertad, siendo n=20, es 2.10.

**Tabla 3.12.** Características de las planchetas empleadas en la obtención de las curvas de autoabsorción beta.

	Actividad (Bq)	Espesor (mg·cm <sup>-2</sup> )		Actividad (Bq)	Espesor (mg·cm <sup>-2</sup> )
<b>P-1</b>	18.67 ± 0.03	1.05 ± 0.01	<b>P-16</b>	15.30 ± 0.02	10.71 ± 0.01
<b>P-2</b>	19.24 ± 0.03	2.02 ± 0.01	<b>P-17</b>	16.29 ± 0.02	11.61 ± 0.01
<b>P-3</b>	20.46 ± 0.03	3.42 ± 0.01	<b>P-18</b>	17.21 ± 0.01	12.66 ± 0.01
<b>P-4</b>	28.00 ± 0.04	3.90 ± 0.01	<b>P-19</b>	18.18 ± 0.02	13.53 ± 0.01
<b>P-5</b>	19.60 ± 0.03	4.77 ± 0.01	<b>P-20</b>	19.15 ± 0.02	14.43 ± 0.01
<b>P-6</b>	19.68 ± 0.03	5.35 ± 0.01	<b>P-22</b>	21.96 ± 0.02	15.51 ± 0.01
<b>P-7</b>	20.37 ± 0.03	6.71 ± 0.01	<b>P-24</b>	23.54 ± 0.02	16.44 ± 0.01
<b>P-8</b>	18.83 ± 0.03	7.76 ± 0.01	<b>P-26</b>	25.16 ± 0.02	17.33 ± 0.01
<b>P-9</b>	19.66 ± 0.03	8.70 ± 0.01	<b>P-28</b>	27.61 ± 0.02	18.17 ± 0.01
<b>P-10</b>	20.26 ± 0.03	9.54 ± 0.01	<b>P-30</b>	29.76 ± 0.02	19.23 ± 0.01
<b>P-11</b>	20.87 ± 0.03	10.57 ± 0.02	<b>P-34</b>	33.22 ± 0.02	10.71 ± 0.01
<b>P-12</b>	19.43 ± 0.03	11.44 ± 0.01	<b>P-38</b>	37.14 ± 0.02	11.61 ± 0.01
<b>P-13</b>	19.27 ± 0.03	12.46 ± 0.01	<b>P-42</b>	41.29 ± 0.02	12.66 ± 0.01
<b>P-14</b>	18.85 ± 0.03	13.42 ± 0.01	<b>P-44</b>	46.63 ± 0.02	13.53 ± 0.01
<b>P-15</b>	19.51 ± 0.03	14.36 ± 0.02	<b>P-50</b>	53.27 ± 0.02	14.43 ± 0.01

El factor de autoabsorción puede ajustarse, en una primera aproximación, para una fuente de actividad homogéneamente distribuida, a una función exponencial del tipo [Tsoulfanidis, 1995]:

$$F_{a\beta} = \frac{1 - e^{(-b \cdot x)}}{b \cdot x} \quad (3.7)$$

donde:

$f_{a\beta}$ , es el factor de autoabsorción beta, expresado en tanto por uno.

$b$ , es un parámetro de ajuste, expresado en cm<sup>2</sup>·mg<sup>-1</sup>.

$x$ , es el espesor másico de la fuente, expresado en mg·cm<sup>-2</sup>.

En este caso, al igual que hicimos con las curvas de autoabsorción alfa, redisolvimos el residuo seco de las planchetas cinco veces, y determinamos como se modifica el valor de  $F_{a\beta}$ .

En la **figura 3.12**, página 94, tenemos un ejemplo de como se afecta el valor de  $F_{a\beta}$ , al realizar las cinco redisoluciones, en los detectores 1 y 2.

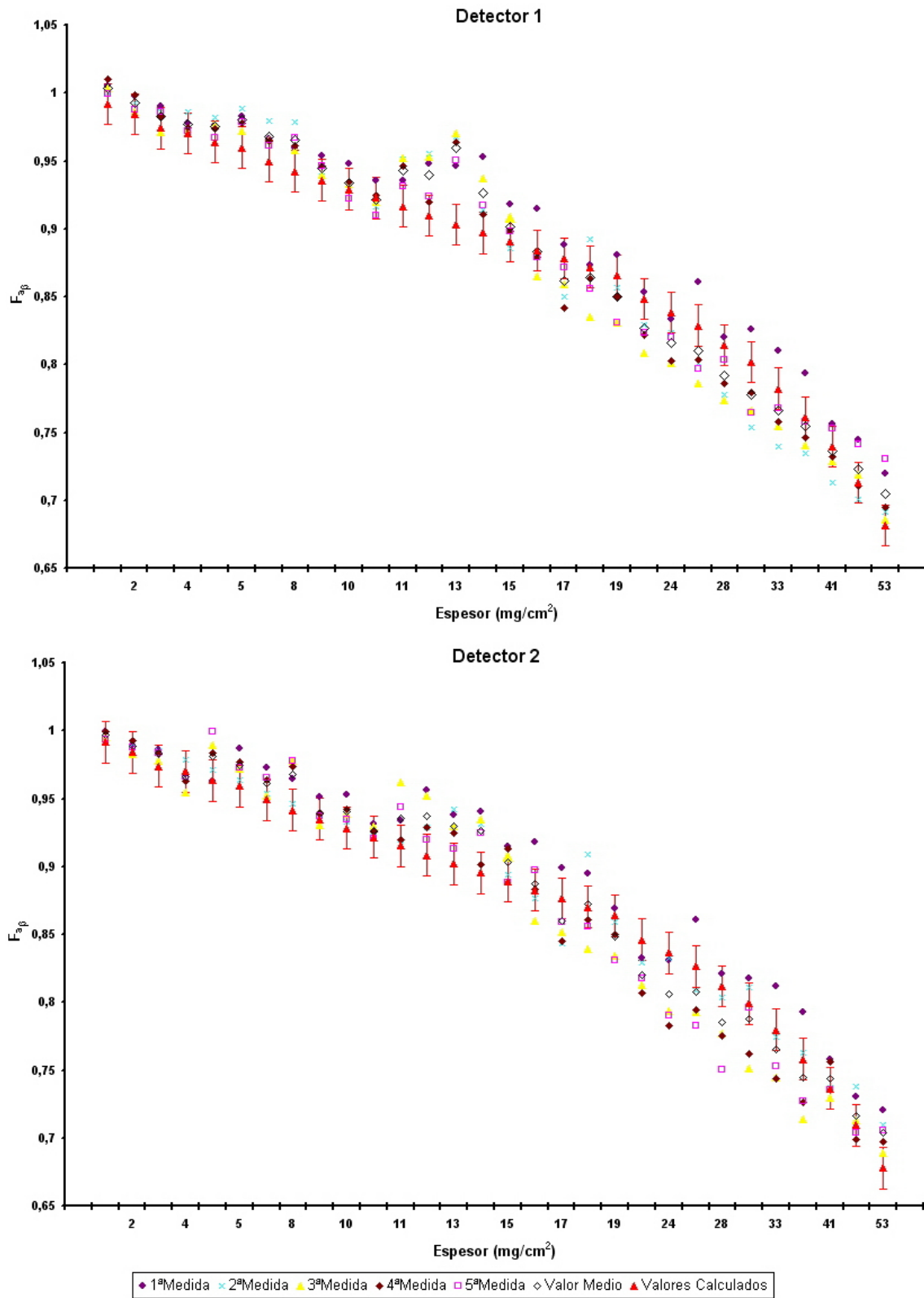


Figura 3.12. Curvas de autoabsorción beta de los detectores 1 y 2.

El cálculo de las curvas de autoabsorción beta se ha realizado empleando como valor de  $F_{\alpha\beta}$  el valor medio obtenido de las cuatro últimas redisoluciones, ya que en la primera medida se observa una mayor dispersión en los puntos. A continuación, ajustamos los datos a la **ecuación** (3.7).

En la **Tabla 3.13** se muestran los valores obtenidos del coeficiente de ajuste,  $b$ , el coeficiente de determinación y el valor de  $t_{cal}$ <sup>6</sup>. En todos los detectores se cumple que el valor del  $t_{cal}$  es mayor que el valor de  $t_{tab}$ , para  $n = 30$ , y por tanto, el ajuste de los datos a la **ecuación** (3.7) es significativo.

**Tabla 3.13.** Curvas de autoabsorción beta.

	Parámetro de Ajuste $b$	$R^2$ (%)	$t_{cal, n=20}$
<b>Detector 1</b>	$1.54 \cdot 10^{-2} \pm 5 \cdot 10^{-4}$	95.31	23.85
<b>Detector 2</b>	$1.57 \cdot 10^{-2} \pm 4 \cdot 10^{-4}$	96.07	26.17
<b>Detector 3</b>	$1.95 \cdot 10^{-2} \pm 4 \cdot 10^{-4}$	97.13	30.78
<b>Detector 4</b>	$1.56 \cdot 10^{-2} \pm 3 \cdot 10^{-4}$	97.90	36.13
<b>Detector 5</b>	$1.45 \cdot 10^{-2} \pm 4 \cdot 10^{-4}$	96.74	28.83
<b>Detector 6</b>	$1.57 \cdot 10^{-2} \pm 4 \cdot 10^{-4}$	96.04	26.06
<b>Detector 7</b>	$1.74 \cdot 10^{-2} \pm 5 \cdot 10^{-4}$	95.68	24.90
<b>Detector 8</b>	$1.66 \cdot 10^{-2} \pm 4 \cdot 10^{-4}$	97.16	30.97
<b>Detector 9</b>	$1.77 \cdot 10^{-2} \pm 6 \cdot 10^{-4}$	94.62	22.19
<b>Detector 10</b>	$1.70 \cdot 10^{-2} \pm 5 \cdot 10^{-4}$	95.69	24.93

### 3.4. Conclusiones

*El estudio estadístico del contador proporcional ha puesto de manifiesto que existen diferencias significativas en las medidas realizadas por los diez detectores que componen el sistema de detección. Mediante el test de rangos múltiples hemos establecido dos grupos claramente diferenciados:*

- Los detectores 1, 5, 6 y 10 no presentan diferencias significativas entre ellos.
- El segundo grupo está formado por los detectores 2, 3, 4, 7, 8, y 9

*Las diferencias observadas entre estos dos grupos de detectores se pueden atribuir a su disposición en el blindaje, ya que el primero se encuentra situado en las posiciones más externas*

<sup>6</sup>El valor de  $t_{tab}$  para un intervalo de confianza del 95% y n-2 grados de libertad, siendo n=30, es 2.05.

del blindaje, mientras que el segundo ocupa la zona central. Otro hecho que debemos considerar, y que podría justificar el comportamiento dispar de los dos grupos, es que en el primer grupo, por los detectores 5 y 10 se produce la entrada del gas PR-10, mientras que por los detectores 1 y 6 se produce su salida (**Figura 3.13**), pudiendo haber en estos detectores una diferencia de presión en el gas de detección, lo que podría influir en las medidas realizadas por ellos, de aquí que existan diferencias con respecto a los detectores situados en la posición central.



**Figura 3.13.** Disposición de la entrada y salida del gas PR-10 en el sistema de detección.

El criterio del factor de mérito nos ha permitido determinar el voltaje óptimo de trabajo en los distintos modos de medida, siendo estos voltajes los que figuran a continuación:

- **Modo de medida secuencial alfa:** 700 V.
- **Modo de medida secuencial beta:** 1625 V.
- **Modo de medida simultáneo:** 1605 V.



## PARTE II

---

---

### *Procedimientos de Análisis*

---

---



---

# Capítulo 4

## Medida de los Índices de Actividad Alfa total y Beta total

---

### 4.1. Introducción

Las sustancias radiactivas manifiestan su inestabilidad mediante la emisión de radiación electromagnética y de partículas. Estas emisiones representan un riesgo para el organismo debido a su acción letal a nivel celular. Desgraciadamente, los sentidos de los que está dotado el ser humano no le permiten detectar la presencia de radiaciones ionizantes, por lo que se han desarrollado equipos de detección que suplen esta deficiencia, proporcionándonos métodos de medida adecuados de cara a la protección radiobiológica. Los valores suministrados por estos equipos nos permiten determinar si se superan los límites de dosis establecidos. Estos límites se pueden consultar en el **Reglamento sobre Protección Sanitaria contra las Radiaciones Ionizantes [BOE N°178, 2001]**.

La emisión de partículas alfa responde a la inestabilidad derivada de la repulsión coulombiana entre los protones del núcleo. Por ello, este proceso de desintegración se da, de forma predominante, en núcleos con número atómico  $Z > 83$ , ya que las fuerzas repulsivas crecen con  $Z \cdot (Z - 1)$ , mientras que las fuerzas que mantienen la estructura de los núcleos crecen sólo, en una primera aproximación, con el número másico,  $A$ .

Cuando un núcleo emite una partícula alfa, se transforma en otro con un número atómico dos unidades inferior y de número másico cuatro unidades menor; estas partículas, una vez emitidas, captan dos electrones del medio que atraviesan, convirtiéndose en un átomo de helio.

Todas las partículas alfa emitidas por cualquier radionucleido pueden tener la misma energía, o bien, ser emitidas en paquetes monoenergéticos. En el primer caso, el núcleo hijo se encuentra en su estado fundamental, mientras que en la emisión de varios grupos monoenergéticos, el núcleo resultante se encuentra en distintos niveles excitados, emitiéndose la energía de excitación en forma de fotones gamma. La energía de las partículas alfa emitidas por los radionucleidos naturales se extiende desde los 1.8 MeV del  $^{144}\text{Nd}$  hasta los 8.785 MeV del  $^{212}\text{Po}$ , siendo el intervalo de energía más común el comprendido entre los 4 MeV y los 6 MeV.

La emisión de partículas beta es la forma más extendida de desintegración de los radionucleidos inestables. En este proceso, se altera la relación *carga/masa*, transformándose los radionucleidos inestables en nucleidos estables. Sin embargo, a diferencia de lo que ocurre en la desintegración alfa, en la desintegración beta solo varía el número atómico, manteniéndose invariable el número másico, razón por la cual, el núcleo resultante es un **isóbaro** del núcleo precursor.

La desintegración beta comprende tres procesos, que aunque presentan rasgos diferentes, poseen muchas semejanzas:

- ▶ **Desintegración beta negativa,**
- ▶ **Desintegración beta positiva,**
- ▶ **Captura electrónica.**

La desintegración beta negativa se da en núcleos con exceso de neutrones, mientras que la desintegración beta positiva se da en núcleos con exceso de protones.

Las partículas beta de cualquier radionucleido, tanto positivas como negativas, no son emitidas en paquetes monoenergéticos, como sucedía con las partículas alfa, si no que forman un espectro continuo de energía, es decir, los distintos átomos de un isótopo radiactivo emiten partículas beta con energías comprendidas entre 0 y un valor máximo, que es característico de cada nucleido, y recibe el nombre de energía beta máxima,  $E_{\beta_{max}}$ .

Los emisores alfa presentes en una mezcla de radionucleidos poseen un intervalo de energía bastante similar, entre 4 y 6 MeV, mientras que los emisores beta tienen un intervalo mucho más amplio que oscila desde los 18 KeV del  $^3\text{H}$  hasta los 3.5 MeV del  $^{106}\text{Rh}$ . Por lo tanto, la detección de los distintos emisores alfa se realizará con rendimientos de conteo, relativamente semejantes, mientras que en el caso de los emisores beta, su eficiencia de conteo presentará una gran variabilidad, debido a la gran diferencia de energía existente entre su extremo inferior y superior, unas 200 veces.

Los radionucleidos de interés desde el punto de vista de la protección radiológica se dividen de forma general en emisores alfa y emisores beta [Suárez González del Rey, 1993]. La medida conjunta de ellos nos proporciona dos de los parámetros radiológicos más ampliamente utilizados en los estudios de *Vigilancia Radiológica Ambiental*, como son el **Índice de Actividad Alfa Total** y el **Índice de Actividad Beta Total**. Los valores de estos dos índices nos permiten acotar negativamente la concentración de los radionucleidos más representativos por su radiotoxicidad, tales como el  $^{90}\text{Sr}$ ,  $^{239}\text{Pu}$ ,  $^{226}\text{Ra}$  y el  $^{230}\text{Th}$ .

Debido a que a priori se desconocen los radionucleidos presentes en una determinada muestra, no se puede disponer de una medida adecuada de la eficiencia de contaje, por lo que el cálculo de estos índices será aproximado. Para resolver este inconveniente se opta por un criterio en el que se obtienen resultados muy conservadores, basado en considerar que la actividad alfa total es debida al  $^{239}\text{Pu}$  y la actividad beta total es debida al  $^{90}\text{Sr}$ , ya que estos dos radionucleidos son los más radiotóxicos desde el punto de vista de la protección radiológica. Actualmente, por el recelo que genera la manipulación del  $^{239}\text{Pu}$ , éste se ha sustituido por el  $^{241}\text{Am}$ , que emite una partícula alfa con una energía muy similar a la del  $^{239}\text{Pu}$ , 5.64 MeV para el  $^{241}\text{Am}$  y 5.24 MeV para el  $^{239}\text{Pu}$ .

En definitiva, los índices de actividad alfa total y beta total proporcionan un dato muy significativo sobre la calidad radiológica de las muestras analizadas. Prueba de ello, es el empleo de estos índices en la determinación de la idoneidad del agua destinada al consumo humano, en base a que la actividad alfa total no supere el valor límite de  $0.1 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$  y la actividad beta resto el de  $1 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$  [BOE N°45, 2003]. En el caso de que dichos valores fueran superados sería necesario realizar análisis radioquímicos y espectrométricos que nos permitieran cuantificar cuáles son los radionucleidos responsables de que se superen los límites establecidos.

#### 4.1.1. Calibrado en eficiencia

La eficiencia de un equipo de medida depende de múltiples factores, tales como: la energía media de las partículas emitidas, las dimensiones y geometría de la muestra, la absorción de las partículas en el volumen de aire existente entre la muestra y el detector, la distancia fuente-detector y la autoabsorción de las partículas en la propia muestra. La dificultad de cuantificar todos estos factores, salvo el de la autoabsorción, se solventa manteniendo las condiciones en las que se mide la muestra y la fuente patrón iguales .

Para que una partícula alfa o beta sea detectada es necesario que alcance el volumen sensible del detector y origine una señal medible. Como es sabido, las partículas alfa y beta emitidas por una muestra lo hacen con igual probabilidad en todas las direcciones, pero sólo la mitad de ellas pueden alcanzar directamente el detector, ya que el ángulo sólido máximo,

entre la muestra y el detector, es de  $2\pi$  radianes, y por tanto, el resto no serán medidas, salvo que sufran retrodispersión en el soporte de la muestra.

La determinación de la eficiencia de contaje requiere el empleo de fuentes patrón de actividad conocida, obteniéndose a partir de ellas la tasa de contaje, que se define como la relación entre las cuentas detectadas por el equipo y las desintegraciones emitidas por la muestra patrón (**ecuación (4.1)**).

$$Ef(\%) = \frac{cpm}{dpm} \times 100 \quad (4.1)$$

donde:

$Ef(\%)$ , es la eficiencia de contaje en tanto por ciento.

$cpm$ , es el número de cuentas registradas por minuto.

$dpm$ , es el número de desintegraciones por minuto emitidas por la fuente patrón.

El error asociado a la eficiencia de contaje se calcula, para un intervalo de confianza del 95 %, mediante la ecuación:

$$\mathcal{E}_{Ef} = 1,96 \cdot f \cdot \sqrt{\frac{1}{cpm_p \cdot T_p} + \left(\frac{\mathcal{E}_{A_p}}{A_p}\right)^2} \quad (4.2)$$

donde:

$\mathcal{E}_{Ef}$ , es el error asociado a la eficiencia de contaje en tanto por uno.

$f$ , es la eficiencia de contaje en tanto por uno.

$cpm_p$ , son las cuentas por minuto registradas del patrón.

$T_p$ , es el tiempo de contaje del patrón en minutos.

$A_p$ , es la actividad del patrón en dpm.

$\mathcal{E}_{A_p}$ , es la incertidumbre asociada a la actividad de la solución patrón.

### Calibrado en eficiencia para la medida de los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles

El calibrado en eficiencias se llevó a cabo preparando patrones con la misma geometría que las muestras a medir. Para ello, se impregnaron diez filtros con la disolución patrón **MRC2000-074** de  $^{241}\text{Am}$ , y otros diez filtros con la disolución patrón **MRC2000-073** de  $^{90}\text{Sr} / ^{90}\text{Y}$  en equilibrio secular. En las **Tablas 4.1** y **4.2**, página 103, se muestran las activida-

des añadidas.

**Tabla 4.1.** Actividad añadida a las planchetas del patrón alfa para la geometría de las muestras de aerosoles.

Planchetas	Actividad (Bq)	Planchetas	Actividad (Bq)
P-1	147.1 ± 0.7	P-6	146.0 ± 0.7
P-2	146.5 ± 0.7	P-7	151.6 ± 0.8
P-3	144.3 ± 0.7	P-8	147.0 ± 0.7
P-4	146.1 ± 0.7	P-9	145.5 ± 0.7
P-5	147.0 ± 0.7	P-10	145.8 ± 0.7

**Tabla 4.2.** Actividad añadida a las planchetas del patrón beta para la geometría de las muestras de aerosoles.

Planchetas	Actividad (Bq)	Planchetas	Actividad (Bq)
P-1	97.0 ± 0.15	P-6	95.8 ± 0.14
P-2	96.3 ± 0.14	P-7	95.5 ± 0.14
P-3	95.1 ± 0.14	P-8	95.9 ± 0.14
P-4	95.0 ± 0.14	P-9	95.6 ± 0.14
P-5	95.1 ± 0.14	P-10	96.3 ± 0.14

A continuación, se efectuó la medida de los patrones alfa y beta para cada uno de los diez detectores, empleando un tiempo de contaje de 60 min, y se calculó la eficiencia mediante la **ecuación** (4.1).

El calibrado en eficiencias se realiza, como norma general, antes de comenzar las medidas de las muestras, y se toma como eficiencia de medida el valor medio de todos los calibrados realizados.

En la **Tablas 4.3**, página 104, se muestra la eficiencia media de contaje obtenida para cada uno de los detectores, así como, el *spillover alfa*. En ella, se puede observar que la eficiencia de contaje alfa presenta valores muy similares en todos los detectores, exceptuando al detector 10, ya que éste posee una eficiencia de contaje del 12.06 %. En el caso de la eficiencia de contaje beta se observa el mismo hecho.

**Tabla 4.3.** Eficiencia de contaje alfa y beta para las muestras de aerosoles.

	<b>Eficiencia Alfa</b> (%)	<b>Spillover Alfa</b> (%)	<b>Eficiencia Beta</b> (%)
<b>Detector-1</b>	15.52 ± 0.16	30.84	40.53 ± 0.14
<b>Detector-2</b>	16.16 ± 0.16	29.95	40.94 ± 0.14
<b>Detector-3</b>	15.99 ± 0.16	30.92	40.14 ± 0.14
<b>Detector-4</b>	16.00 ± 0.16	31.33	41.58 ± 0.14
<b>Detector-5</b>	15.56 ± 0.16	30.83	40.66 ± 0.14
<b>Detector-6</b>	15.54 ± 0.16	30.45	40.71 ± 0.14
<b>Detector-7</b>	15.81 ± 0.16	30.85	41.32 ± 0.14
<b>Detector-8</b>	15.24 ± 0.16	32.06	41.38 ± 0.14
<b>Detector-9</b>	15.57 ± 0.16	30.68	41.49 ± 0.14
<b>Detector-10</b>	12.06 ± 0.12	39.71	39.75 ± 0.14

#### **Calibrado en eficiencia para la medida de los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de agua**

En este caso, los patrones empleados en el calibrado de eficiencias fueron suministrados por la *Unidad de Metrología de Radiaciones Ionizantes del CIEMAT*, y son trazables con el *Patrón Nacional de Actividad*. Los patrones fueron preparados sobre planchetas de fondo estriado, de 5 cm de diámetro externo y de 0.3 cm de altura, con un espesor másico prácticamente nulo.

El patrón alfa es una fuente radiactiva de  $^{241}\text{Am}$ , y de acuerdo con el certificado de calibración, la fuente posee una actividad alfa total de  $456 \pm 5$  Bq, referida al 08 · 04 · 2003, para un ángulo sólido de  $2\pi$  radianes.

El radionucleido empleado como patrón beta es el  $^{90}\text{Sr}$  en equilibrio secular con  $^{90}\text{Y}$ . La actividad beta total de esta fuente es de  $217 \pm 1,3$  Bq, referida al 22 · 04 · 2003, para un ángulo sólido de  $2\pi$  radianes.

Los dos patrones se midieron durante 60 min y se obtuvieron los valores de la eficiencia de contaje alfa y beta, y el valor del *spillover alfa* que figuran en la **Tabla 4.4**, página 105. Como norma general, las medidas de estos patrones se lleva a cabo como paso previo a la medida de las muestras.



Tabla 4.4. Eficiencia de contaje alfa y beta para las muestras de agua.

	<b>Eficiencia Alfa</b> (%)	<b>Spillover Alfa</b> (%)	<b>Eficiencia Beta</b> (%)
<b>Detector-1</b>	21.9 ± 0.2	42.7	37.2 ± 0.5
<b>Detector-2</b>	22.4 ± 0.2	42.6	37.4 ± 0.5
<b>Detector-3</b>	22.4 ± 0.3	44.1	34.7 ± 0.5
<b>Detector-4</b>	21.9 ± 0.2	44.6	37.9 ± 0.5
<b>Detector-5</b>	21.6 ± 0.2	42.6	37.1 ± 0.5
<b>Detector-6</b>	21.7 ± 0.2	43.3	37.1 ± 0.5
<b>Detector-7</b>	21.7 ± 0.2	44.1	38.0 ± 0.5
<b>Detector-8</b>	20.4 ± 0.2	45.5	38.1 ± 0.5
<b>Detector-9</b>	22.0 ± 0.2	43.8	37.9 ± 0.5
<b>Detector-10</b>	18.2 ± 0.2	47.6	37.2 ± 0.5

En este caso, al igual que ocurría con las muestras de aerosoles, la eficiencia de contaje alfa más baja se da en el detector 10, mientras que la eficiencia de contaje beta más baja se obtiene para el detector 3.

## 4.2. Preparación y medida de los blancos

Las señales detectadas en el equipo de medida pueden ser originadas por la emisión de partículas procedentes de la muestra, o bien, a otras causas tales como: las radiaciones cósmicas, el ruido electrónico asociado al equipo, los materiales que constituyen su blindaje, etc.

La suma de todas estas señales nos proporciona la actividad medida por el equipo, no siendo posible distinguir entre las señales procedentes de la muestra y las originadas por el fondo. Por todo ello, para cuantificar la contribución del fondo del equipo de medida y la de los reactivos utilizados en los procedimientos analíticos a los que se someten las distintas muestras a medir se emplean los blancos.

El blanco de una muestra se prepara a partir de una matriz análoga a la de la muestra problema, pero exenta de radionucleidos, empleando el mismo procedimiento analítico seguido en la preparación de las muestras y realizando su medida en las mismas condiciones.

### 4.2.1. Blancos de las muestras de aerosoles

Para la preparación de estos blancos se tomaron diez filtros de nitrocelulosa y se depositaron sobre diez planchetas de acero inoxidable, realizándose su medida en el modo simultáneo durante 2400 min.

Los valores obtenidos para el blanco de las muestras de aerosoles en cada uno de los detectores, tanto en la ventana alfa como en la beta, figuran en la **Tabla 4.5**. Las cuentas por minuto registradas de los blancos muestran que los valores de la ventana alfa son muy parecidos, mientras que los determinados en la ventana beta presentan una mayor variabilidad, obteniendo en el *detector 4* el valor más alto,  $1.40 \pm 0.30$  cpm, por lo que dicho detector no se empleará en las medidas de las muestras de aerosoles.

**Tabla 4.5.** Valor del blanco de las muestras de aerosoles en los diez detectores.

	Ventana Alfa (cpm)	Ventana Beta (cpm)
<b>Detector 1</b>	$(1.9 \pm 0.6) \cdot 10^{-2}$	$1.00 \pm 0.03$
<b>Detector 2</b>	$(1.7 \pm 0.6) \cdot 10^{-2}$	$1.09 \pm 0.15$
<b>Detector 3</b>	$(1.5 \pm 0.3) \cdot 10^{-2}$	$0.80 \pm 0.02$
<b>Detector 4</b>	$(1.6 \pm 0.4) \cdot 10^{-2}$	$1.40 \pm 0.30$
<b>Detector 5</b>	$(1.8 \pm 0.5) \cdot 10^{-2}$	$1.13 \pm 0.02$
<b>Detector 6</b>	$(1.8 \pm 0.4) \cdot 10^{-2}$	$0.95 \pm 0.05$
<b>Detector 7</b>	$(1.7 \pm 0.4) \cdot 10^{-2}$	$0.79 \pm 0.03$
<b>Detector 8</b>	$(1.7 \pm 0.5) \cdot 10^{-2}$	$0.75 \pm 0.02$
<b>Detector 9</b>	$(1.6 \pm 0.3) \cdot 10^{-2}$	$0.75 \pm 0.02$
<b>Detector 10</b>	$(1.7 \pm 0.3) \cdot 10^{-2}$	$1.05 \pm 0.02$

### 4.2.2. Blancos de las muestras de agua potable

Los blancos de estas muestras se prepararon utilizando 500 ml de agua bidestilada, que se evaporaron, mediante una placa calefactora, hasta un volumen de 10 ml y, a continuación, se depositó este volumen sobre una plancheta de fondo estriado, evaporando hasta total sequedad bajo una lámpara de rayos infrarrojos. Esta operación se realizó diez veces al objeto de preparar diez blancos, que se midieron en el modo simultáneo durante 2400 min.

Los valores obtenidos para cada uno de los detectores, en la ventana alfa y beta, se muestran en la **Tabla 4.6**, página 107, correspondiendo el valor alfa más alto al *detector 2*, con  $(2.0 \pm 0.6) \cdot 10^{-2}$  cpm, mientras que el resto de detectores presentan valores muy próximos.

En el caso de la ventana beta se observa que los valores oscilan entre las  $0.40 \pm 0.03$  cpm del *detector 8* y las  $1.06 \pm 0.21$  cpm del *detector 4*, correspondiendo el valor más alto a este último, al igual que ocurría en los blancos de los aerosoles, y por tanto, no emplearemos este detector en la medida de las muestras de agua potable.

**Tabla 4.6.** Valor del blanco de las muestras de agua potable.

	Ventana Alfa (cpm)	Ventana Beta (cpm)
<b>Detector 1</b>	$(1.8 \pm 0.2) \cdot 10^{-2}$	$0.80 \pm 0.14$
<b>Detector 2</b>	$(2.0 \pm 0.6) \cdot 10^{-2}$	$0.69 \pm 0.03$
<b>Detector 3</b>	$(1.7 \pm 0.3) \cdot 10^{-2}$	$0.48 \pm 0.03$
<b>Detector 4</b>	$(1.7 \pm 0.2) \cdot 10^{-2}$	$1.06 \pm 0.21$
<b>Detector 5</b>	$(1.7 \pm 0.5) \cdot 10^{-2}$	$0.79 \pm 0.02$
<b>Detector 6</b>	$(1.8 \pm 0.4) \cdot 10^{-2}$	$0.65 \pm 0.06$
<b>Detector 7</b>	$(1.7 \pm 0.5) \cdot 10^{-2}$	$0.47 \pm 0.05$
<b>Detector 8</b>	$(1.6 \pm 0.4) \cdot 10^{-2}$	$0.40 \pm 0.02$
<b>Detector 9</b>	$(1.6 \pm 0.3) \cdot 10^{-2}$	$0.41 \pm 0.03$
<b>Detector 10</b>	$(1.7 \pm 0.2) \cdot 10^{-2}$	$0.71 \pm 0.04$

### 4.3. Determinación de la fiabilidad estadística

El estudio de la fiabilidad estadística de un detector nos permite comprobar el correcto funcionamiento del mismo, es decir, la correspondencia biunívoca entre un evento ionizante detectado y el correspondiente impulso registrado en el sistema de acumulación [Gaeta Caballero, 1993]. Esta situación ideal se ve alterada por la existencia de un tiempo de resolución finito que origina que el número de impulsos registrados sea menor que el de eventos detectados; o bien por la presencia de impulsos parásitos procedentes de las líneas de suministro eléctrico, que si alcanzan un tamaño lo suficientemente grande son registrados como pulsos procedentes de la muestra. En estos casos, los controles de fiabilidad estadística pueden conducir a la detección de estas perturbaciones que originan notables alteraciones en las medidas de baja actividad, como es el caso de las muestras ambientales.

#### 4.3.1. Prueba estadística $\chi^2$ de Pearson

El fundamento de los controles de fiabilidad estadística radica en la correspondencia biunívoca entre eventos detectados e impulsos, ya que estos se deben ajustar a una distribución de Poisson, que es la función de distribución por la que se rige el proceso de desintegración

radiactiva [Kessler, 1998]. Por ello, cuando se realiza un conjunto de medidas del fondo de un equipo, su desviación típica esperada o teórica viene dada por la ecuación:

$$\sigma_t = \sqrt{\bar{N}} \quad (4.3)$$

donde:

$\sigma_t$ , es la desviación típica teórica.

$\bar{N}$ , es la media aritmética del conjunto de medidas.

El estimador de la desviación típica experimental que no prejuzga que los datos sigan una distribución en particular viene dado por la ecuación:

$$\sigma_e = \sqrt{\frac{1}{N-1} \cdot \sum_{i=1}^N (N_i - \bar{N})^2} \quad (4.4)$$

donde:

$\sigma_e$ , es la desviación típica experimental.

$N$ , es el número de medidas.

$N_i$ , es el valor de la  $i$ -ésima medida.

$\bar{N}$ , es la media aritmética del conjunto de medidas.

Aparentemente, si se cumple que  $\sigma_t = \sigma_e$  podemos considerar que el contador es fiable. En la práctica, ambos resultados presentarán una cierta discrepancia, por lo que hay que determinar si la diferencia observada entre ambos parámetros es significativa, y en caso de ser así, admitiremos que el funcionamiento del equipo sufre perturbaciones.

En general, se recurre a la prueba estadística  $\chi^2$  de Pearson para determinar si una serie de datos experimentales se rigen por una determinada ley estadística. Mediante esta prueba se determina la probabilidad,  $P$ , de que la repetición de una medida en idénticas condiciones, muestre desviaciones superiores a las que le correspondería. En el caso de la distribución de Poisson,  $\chi^2$  se define como:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^N \frac{(X_i - \bar{X})^2}{\bar{X}} \quad (4.5)$$

donde:

$X_i$ , es el valor de la  $i$ -ésima medida.

$\bar{X}$ , es la media aritmética del conjunto de medidas.

Si el valor de  $\chi^2$  cumple que  $0.1 < P > 0.9$  los datos siguen, muy probablemente, la ley propuesta, es decir, no hay razón estadística para su rechazo. Con  $P < 0.02$ , fluctuaciones anormalmente altas, ó  $P > 0.98$ , fluctuaciones anormalmente bajas, los datos no siguen la ley propuesta. Las zonas comprendidas entre  $0.90 < P > 0.98$  ó  $0.1 < P > 0.02$  son dudosas, siendo necesario repetir el test.

Cuando una medida se repite un cierto número de veces, en condiciones supuestamente idénticas, los resultados suelen presentarse más o menos agrupados en torno a un valor central, salvo unos pocos que difieren, marcadamente, del resto. Estos valores pueden corresponder a observaciones alejadas de la media, y por tanto, con una probabilidad muy baja de repetirse.

La estadística nos permite eliminar estos datos excesivamente alejados de la media, mejorando de este modo el resultado de la medida y su error asociado. La detección y eliminación de estos valores se llevo a cabo empleando el ***criterio de Chauvenet***, que tiene en cuenta no sólo la desviación respecto a la media, sino también el número de observaciones. Para aplicar este criterio, se calcula la desviación típica,  $\sigma$ , de las  $n$  medidas, y si para una observación dada, su desviación de la media dividido entre  $\sigma$  es mayor que el valor tabulado para las  $n$  observaciones se procederá a su eliminación (**ecuación (4.6)**).

$$\frac{\mathcal{E}}{\sigma} = \frac{|X_i - \bar{X}|}{S} \quad (4.6)$$

donde:

$\bar{X}$ , es la media aritmética del conjunto de medidas incluyendo el valor anómalo.

$X_i$ , es el valor anómalo.

$S$ , es la desviación estándar considerando el valor anómalo.

Siguiendo los criterios propuestos, se procedió a estudiar la fiabilidad estadística de los diez detectores que componen el sistema de detección. Para ello, se realizaron numerosas medidas del fondo en el modo de medida simultáneo, durante un tiempo de 2400 min, en el período comprendido entre noviembre de 2002 a enero de 2004. Los resultados obtenidos, **Tabla 4.7**, página 110, muestran que los valores de  $P$  se encuentran comprendido entre  $0.1 < P > 0.9$ , tanto en la ventana de medida alfa como en la beta, por lo que los detectores siguen la distribución estadística de Poisson lo que nos confirma su estabilidad y fiabilidad.

Tabla 4.7. *Fiabilidad estadística del contador proporcional.*

Detector	Ventana alfa				Ventana beta			
	$\sigma_t$	$\sigma_e$	$\chi^2$	P	$\sigma_t$	$\sigma_e$	$\chi^2$	P
Detector 1	6.531	6.806	23.896	0.647	40.230	44.646	30.790	0.804
Detector 2	6.146	7.329	24.171	0.885	41.484	48.897	26.396	0.880
Detector 3	6.519	7.306	31.400	0.824	33.673	37.712	27.594	0.811
Detector 4	6.278	7.077	29.222	0.827	44.530	38.321	11.849	0.246
Detector 5	6.191	6.920	28.730	0.811	44.677	50.359	29.222	0.827
Detector 6	6.500	7.489	33.230	0.875	38.938	44.628	22.332	0.828
Detector 7	6.278	6.256	25.846	0.528	33.950	38.516	25.740	0.825
Detector 8	6.293	7.263	31.970	0.872	31.325	35.081	26.338	0.806
Detector 9	6.336	7.384	27.167	0.869	31.450	35.452	27.955	0.823
Detector 10	6.296	6.291	23.960	0.536	41.029	46.072	31.524	0.828

En la **Tabla 4.8** se muestra el valor del fondo del equipo, para cada uno de los detectores en cpm. En la ventana alfa el fondo se encuentra por debajo de las 0.02 cpm en los diez detectores, mientras que en la ventana beta el valor del fondo es inferior a 1 cpm, obteniéndose el valor más elevado en el detector 4 con 0.99 cpm, lo que ratifica el hecho de que para este detector se hayan medido los blanco más elevados.

Tabla 4.8. *Valores del fondo para la ventana alfa y beta.*

	Ventana Alfa (cpm)	Ventana Beta (cpm)
<b>Detector-1</b>	0.017 ± 0.007	0.68 ± 0.04
<b>Detector-2</b>	0.017 ± 0.009	0.74 ± 0.13
<b>Detector-3</b>	0.018 ± 0.007	0.48 ± 0.04
<b>Detector-4</b>	0.017 ± 0.007	0.99 ± 0.40
<b>Detector-5</b>	0.016 ± 0.005	0.83 ± 0.05
<b>Detector-6</b>	0.018 ± 0.007	0.64 ± 0.07
<b>Detector-7</b>	0.016 ± 0.004	0.49 ± 0.11
<b>Detector-8</b>	0.016 ± 0.007	0.41 ± 0.05
<b>Detector-9</b>	0.018 ± 0.008	0.42 ± 0.03
<b>Detector-10</b>	0.017 ± 0.006	0.70 ± 0.04

### 4.3.2. Gráficos de Control de Shewhart

En cualquier proceso analítico resulta conveniente conocer, en todo momento, hasta qué punto nuestros resultados cumplen con las especificaciones preestablecidas [Nijhuis et al., 1997]. Para ello, se emplean herramientas analíticas que nos permiten aseverar que nuestros equipos de medida se encuentran bajo control, siendo una de ellas los gráficos de control.

En un gráfico de control se representa una característica medible o calculada. El gráfico tiene una línea central que simboliza el valor medio de la cualidad medida, y otras dos líneas, que flanquean a la anterior, a una distancia determinada. Estos límites son escogidos de manera que la mayor parte de los valores muestrales se hallen entre ellos, siempre y cuando el sistema se encuentre bajo control. Así, un punto que se encuentre fuera de los límites de control se interpretará como una evidencia de que el proceso está fuera de control. Además, incluso si todos los puntos se hallan comprendidos entre estos límites, pero se comportan de manera sistemática o no aleatoria, también tendríamos el proceso fuera de control.

La determinación de los límites de control se basa en conceptos y resultados estadísticos: supongamos, por ejemplo, que estamos interesados en controlar la media  $\mu$  de una variable aleatoria  $\mathbf{X}$ , cuya distribución tiene una desviación estándar  $S$ , siendo  $\mu$  y  $S$  constantes durante el proceso. Sabemos que para un tamaño muestral grande,  $n$ , la distribución de las medias muestrales será aproximadamente normal, con media igual a  $\mu$  y desviación estándar,  $\sigma$ , igual a:

$$\sigma = \frac{S}{\sqrt{n}}$$

De este hecho se deduce que aproximadamente el 99,7 % de las medias muestrales estarán contenidas en el intervalo  $\mu \pm 3 \cdot \sigma$ , y por tanto, atendiendo a esta característica se obtiene el **gráfico de control de Shewhart**, en el que podemos distinguir los siguientes componentes:

- **Línea central:** Representa la media de la variable objeto de estudio.

$$\text{Línea Central} \Rightarrow \mu_x$$

- **Líneas de aviso:** Están situadas a una distancia del valor medio para las que se cumple que sólo existe un 5 % de probabilidad de que un valor caiga fuera de ellas, pero dentro de las líneas de acción.

$$\text{Línea de aviso} \Rightarrow \mu_x \pm 2 \cdot \sigma$$

- **Línea de acción:** Son aquellas líneas situadas a una distancia tal que el 99.7 % de los valores caen dentro de ellas, cuando el sistema se encuentra bajo control.

$$\text{Línea de acción} \Rightarrow \mu_x \pm 3 \cdot \sigma$$

El *gráfico de control de Shewhart* nos indica que el sistema se encuentre fuera de control cuando se cumplen algunas de las siguientes premisas:

- ◇ **La media del proceso ha cambiado.** La detección de estos cambios es la principal razón del empleo de los gráficos de control.
- ◇ **La media del proceso se ha mantenido en su valor pero la variabilidad ha disminuido.** En este caso las líneas de aviso y de acción están demasiado juntas dando lugar a indicaciones de cambio que no se han producido.
- ◇ **La media del proceso se ha mantenido en su valor pero la variabilidad ha aumentado.** En este caso las líneas de acción y de aviso están demasiado lejanas entre ellas dando lugar a que no se detecten cambios reales en la media del proceso.

Para evitar estos dos últimos casos debemos controlar la variabilidad de los valores de la variable en estudio, y, para ello, utilizaremos diagramas de Shewhart en los que representamos como varía el rango,  $R$ , de cada valor. El formato general de estos diagramas es el mismo que el empleado al representar los valores de la eficiencia de contaje y del blanco.

El valor de  $\bar{R}$  se calcula a partir del valor  $\sigma$ :

$$\bar{R} = \sigma \cdot d_1 \quad (4.7)$$

donde:

$\bar{R}$ , es el valor medio del rango.

$\sigma$ , es la desviación estándar.

$d_1$ , es un valor tabulado.

Las líneas de aviso se pueden deducir a partir de  $\bar{R}$ , utilizando factores multiplicativos obtenidos de las tablas estadísticas. El valor de estos factores depende del tamaño muestral,  $n$ .



Los criterios que hemos empleado para determinar si los detectores del equipo se encuentra bajo control son dos:

**I. Los valores del fondo del equipo.**

**II. Los gráficos de control de la eficiencia.**

Cuando el fondo de un detector supera las 0.1 cpm para la ventana alfa y/o 1.0 cpm para la ventana beta entonces se considera que ese detector está fuera de control.

De acuerdo con los valores obtenidos de la eficiencia de contaje consideraremos que los detectores no se encuentra bajo control cuando en los diagramas de Shewhart obtenidos para el valor medio y el rango, se cumpla que:

- ▶ **Dos puntos sucesivos caigan fuera de la misma línea de aviso.** La probabilidad de que esto suceda, cuando el sistema se encuentra bajo control, es de:  $P = [0.025]^2 = 0.00125$ .
- ▶ **Un punto caiga fuera de la línea de acción.** La probabilidad es solamente del 0.3 %.
- ▶ **Nueve puntos sucesivos caigan a un mismo lado de la línea central.** La probabilidad de que esto suceda es sólo de:  $P = [0.5]^9 = 0.001953$ .

En la **Figura 4.1**, página 114, podemos ver la variación del fondo del equipo en el modo de medida simultáneo. En ella, se puede apreciar que en la ventana alfa no se supera el límite de acción en ninguno de los detectores, mientras que en la ventana beta, el detector cuatro supera el límite de acción desde la medida número 1, realizada el 01 · 04 · 2001, hasta la medida número 13, realizada el 05 · 05 · 2003, y por ello, durante ese período de tiempo no se empleó en la medida de las muestras.

Los gráficos de control de Shewhart, obtenidos para el calibrado en eficiencias de las muestras de aerosoles, muestran que todos los detectores están bajo control, a excepción de la última medida realizada, que muestra como la ventana alfa del detector 3 se encuentra fuera del límite de acción inferior (**Figura 4.2**, página 115). Este hecho, pone de manifiesto la eficacia de los gráficos de control, permitiéndonos determinar qué detectores se encuentran fuera de los límites de acción, y por tanto, no serán utilizados en las medidas de las muestra hasta que el valor de la eficiencia no se encuentre dentro de los límites establecidos.

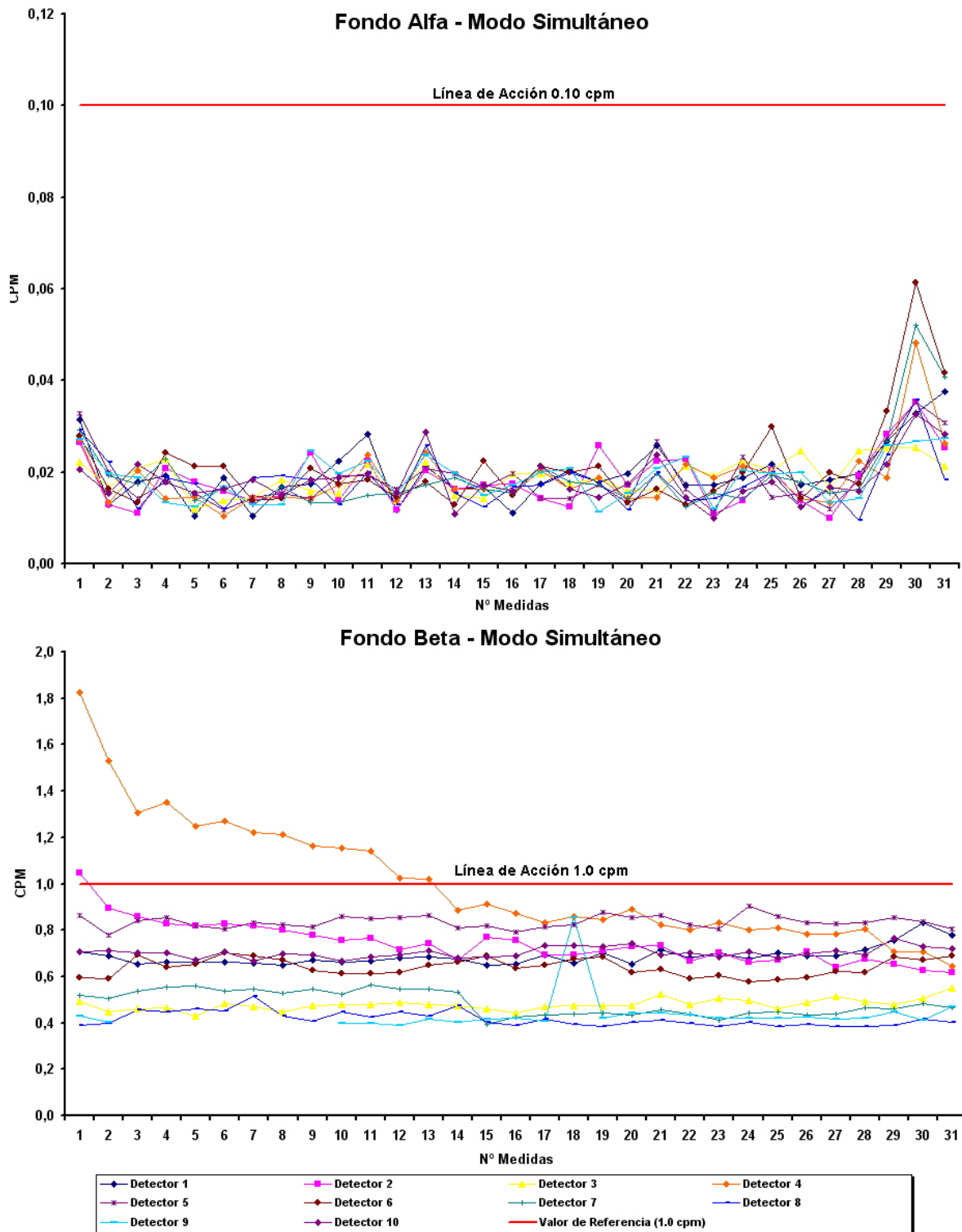


Figura 4.1. Evolución del fondo del equipo desde el 01 · 04 · 2001 hasta el 08 · 06 · 2005.

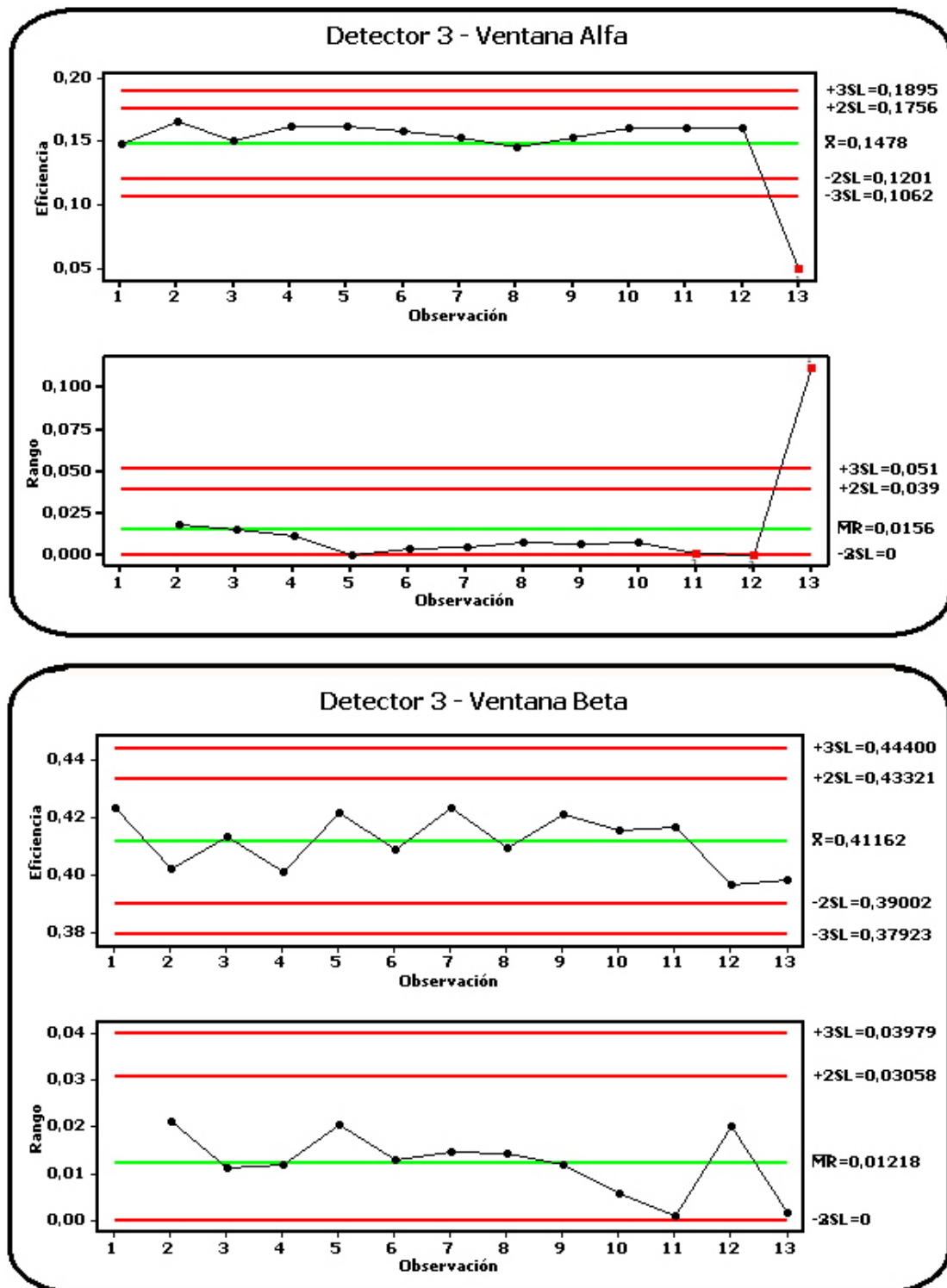


Figura 4.2. Gráficos de control de Shewhart del detector 3.

## 4.4. Cálculo y expresión de los resultados

Las ecuaciones que detallamos a continuación nos permiten calcular la actividad y su error asociado, así como, el límite de detección del equipo de medida.

La actividad vendrá dada por la expresión:

$$\text{Actividad} = A \pm \mathcal{E}_A \quad (4.8)$$

donde:

$A$ , es la actividad medida.

$\mathcal{E}_A$ , es el error asociado a la medida de la actividad.

La actividad se calcula mediante la ecuación:

$$A = \frac{cpm_m - cpm_b}{60 \cdot ef \cdot f_a} = \frac{V_{cpm}}{60 \cdot ef \cdot f_a \cdot V_m} \quad (4.9)$$

donde:

$cpm_m$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje de la muestra.

$cpm_b$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco.

$V_{cpm}$ , es la tasa de contaje neta.

$f_a$ , es el factor de autoabsorción, expresado en tanto por uno.

$ef$ , es la eficiencia de contaje del patrón, expresada en tanto por uno.

$V_m$ , es el volumen de la muestra.

El error cometido en la medida del índice de actividad alfa total o beta total posee las siguientes contribuciones: el error de contaje asociado a la medida de la muestra y del blanco, el error de la eficiencia de contaje, el error del factor de autoabsorción y el error de la medida del volumen de la muestra. Por tanto, el cálculo del error de los índices de actividad vendrá dado por la siguiente ecuación:

$$\frac{\mathcal{E}_A^2}{A^2} = \frac{\mathcal{E}_{V_{cpm}}^2}{V_{cpm}^2} + \frac{\mathcal{E}_{ef}^2}{ef^2} + \frac{\mathcal{E}_{f_a}^2}{f_a^2} + \frac{\mathcal{E}_{V_m}^2}{V_m^2} \quad (4.10)$$

donde:

$A$ , es la actividad alfa o beta de la muestra.

$\mathcal{E}_A$ , es el error asociado a la medida de la actividad.

$V_{cpm}$ , es la tasa neta de contaje de la muestra.

$\mathcal{E}_{V_{cpm}}$ , es el error asociado a la tasa neta de contaje.

$ef$ , es la eficiencia de contaje para el patrón, expresada en tanto por uno.

$\mathcal{E}_{ef}$ , es el error asociado a la eficiencia de contaje.

$f_a$ , es el factor de autoabsorción, expresado en tanto por uno.

$\mathcal{E}_{f_a}$ , es el error asociado al factor de autoabsorción.

$V_m$ , es el volumen de la muestra.

$\mathcal{E}_{V_m}$ , es el error asociado al volumen de la muestra.

De forma general, se asume que el error cometido en el cálculo del factor autoabsorción y en el volumen de la muestra es despreciable frente al cometido en la determinación de la tasa de contaje neta y la eficiencia de contaje, y por ello, sólo se realizará la propagación de errores de estos dos últimos.

El error asociado a la tasa de contaje neta,  $\mathcal{E}_{V_{cpm}}$ , se puede expresar como:

$$\mathcal{E}_{V_{cpm}}^2 = \mathcal{E}^2(cpm_m - cpm_b) = \sigma_{cpm_m}^2 + \sigma_{cpm_b}^2 \quad (4.11)$$

donde:

$\sigma_{cpm_m}$ , es la desviación estándar asociada al contaje de la muestra.

$\sigma_{cpm_b}$ , es la desviación estándar asociada al contaje del blanco.

Si admitimos que ambos contajes presentan una distribución estadística de Poisson, se cumple que:

$$\sigma_{cpm_m} = \sqrt{\frac{cpm_m}{T_{cpm_m}}} \quad \sigma_{cpm_b} = \sqrt{\frac{cpm_b}{T_{cpm_b}}} \quad (4.12)$$

donde:

$cpm_m$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje de la muestra.

$T_m$ , es el tiempo de contaje de la muestra, expresado en min.

$cpm_b$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco.

$T_b$ , es el tiempo de contaje del blanco, expresado en min.

Sustituyendo en la **ecuación** (4.10), obtenemos que el error asociado al cálculo de la actividad de la muestra viene dado, para un intervalo de confianza del 95 %, por la expresión:

$$\mathcal{E}_A = \frac{1.96}{60 \cdot ef \cdot f_a \cdot V_m} \cdot \sqrt{\frac{cpm_m}{T_{cpm_m}} + \frac{cpm_b}{T_{cpm_b}} + A^2 \cdot V_m^2 \cdot 60^2 \cdot \mathcal{E}_{ef}^2} \quad (4.13)$$

Por otro lado, el error asociado a la eficiencia de contaje, para un intervalo de confianza del 95 %, viene dado por la expresión:

$$\mathcal{E}_{ef}^2 = 3,84 \cdot ef^2 \cdot \left[ \frac{1}{cpm_p - cpm_b} \cdot \left( \frac{cpm_p}{T_p} + \frac{cpm_b}{T_b} \right) + \frac{\mathcal{E}_{A_p}^2}{A_p^2} \right] \quad (4.14)$$

donde:

$\mathcal{E}_{ef}$ , es el error asociado a la eficiencia de contaje, expresado en tanto por uno.

$f$ , es la eficiencia de contaje, expresada en tanto por uno.

$cpm_p$ , son las cuentas por minuto del patrón.

$T_p$ , es el tiempo de contaje del patrón, expresado en minutos.

$A_p$ , es la actividad añadida del patrón, expresada en dpm.

$\mathcal{E}_{A_p}$ , es la incertidumbre asociada a la actividad del patrón.

En la práctica se cumple que  $cpm_b \ll cpm_p$ , por lo que la **ecuación** (4.14) la podemos simplificar, quedando ésta como:

$$\mathcal{E}_{ef}^2 = 3,84 \cdot ef^2 \cdot \left[ \frac{1}{cpm_p \cdot T_p} + \left( \frac{\mathcal{E}_{A_p}}{A_p} \right)^2 \right] \quad (4.15)$$

De la ecuación anterior se deduce que el error asociado a la eficiencia de contaje viene determinado por la incertidumbre de la solución patrón original.

De acuerdo con las expresiones anteriores la **ecuación** (4.13) quedaría como:

$$\mathcal{E}_A = \frac{1,96}{60 \cdot ef \cdot f_a \cdot V_m} \cdot \sqrt{\frac{cpm_m}{T_{cpm_m}} + \frac{cpm_b}{T_{cpm_b}} + \dots} \quad (4.16)$$

$$\dots (60 \cdot A \cdot V_m \cdot ef)^2 \cdot \left[ \frac{1}{cpm_p \cdot T_p} + \left( \frac{\mathcal{E}_{A_p}}{A_p} \right)^2 \right]$$

La actividad de las muestras ambientales, por lo general, son ligeramente superiores al fondo, pudiendo ocurrir que la diferencia entre el recuento total y el fondo sea negativa, lo que carece de sentido. Por lo tanto, es necesario definir unos criterios estadísticos que nos permitan asegurar que una determinada muestra posee niveles de radiación superiores al fondo ambiental.

En ausencia de errores sistemáticos se han definido dos límites de detección [Currie, 1968]:

- A. **Nivel Crítico,  $L_C$** : Permite decidir, *a posteriori*, la existencia de una detección real en el resultado de una medida.
- B. **Límite de detección,  $L_D$** : Permite asegurar, *a priori*, que hay una detección.

El desarrollo matemático de los límites propuestos requiere fijar una *Prueba de Hipótesis*, que obligue a afirmar o negar si ha tenido lugar un proceso de detección, lo que conlleva dos posibles causas de error:

- A. **Error de primera especie**: Decidir que una señal ha sido detectada cuando en realidad no hay señal.
- B. **Error de segunda especie**: Decidir que la señal no ha sido detectada cuando realmente existe señal.

El nivel de decisión,  $L_C$ , o actividad mínima detectable, *AMD*, permite decidir, después de realizar la medida, la presencia de una detección procedente de la muestra, eliminando el error de primera especie, es decir, los resultados superiores a  $L_C$  implican la existencia de detecciones procedentes de la muestra.

El valor de  $L_C$  se calcula a partir de la muestra sin actividad,  $\sigma_0$ , y de un factor  $K_\alpha$ , cuyo valor depende del intervalo de confianza considerado:

$$L_C = K_\alpha \cdot \sigma_0 \quad (4.17)$$

El límite de detección,  $L_D$ , permite decidir, antes de realizar la medida, la presencia de una detección procedente de la muestra, eliminando el error de primera y de segunda especie. Los resultados superiores a  $L_D$  implican la existencia de detecciones procedentes de la muestra.

El valor de  $L_D$  se calcula a partir del valor de  $L_C$ , de la desviación típica de la muestra con actividad,  $\sigma_v$ , y de un factor  $K_\beta$ , cuyo valor depende del intervalo de confianza:

$$L_D = L_C + K_\beta \cdot \sigma_v \quad (4.18)$$

Normalmente, se acepta que existe la misma posibilidad de cometer un error de primera o de segunda especie, por lo que se cumple que:

$$K_{\alpha} \approx K_{\beta} \approx K$$

Por lo tanto, el límite de detección se puede expresar como:

$$L_D = L_D + K_{\beta} \cdot \sigma_V \simeq 2 \cdot K \cdot \sigma_V$$

En la **Tabla 4.9** se muestran algunos de los valores que puede tomar  $K$  en función del intervalo de confianza considerado.

**Tabla 4.9.** Valores de  $K$  en función del intervalo de confianza.

Nivel de confianza	Valor de $K$	Nivel de confianza	Valor de $K$
<b>99.9 %</b>	3.090	<b>95.0 %</b>	1.645
<b>99.5 %</b>	2.576	<b>90.0 %</b>	1.282
<b>99.0 %</b>	2.326	<b>80.0 %</b>	0.842
<b>97.5 %</b>	1.960	<b>75.0 %</b>	0.674

Al examinar el valor de la actividad y del límite de detección podemos tener dos situaciones diferentes:

**I. El valor de  $A < L_D$ .** En este caso el resultado se expresa como inferior al límite de detección:

$$A < L_D$$

**II. El valor de  $A > L_D$ .** Si se cumple que la actividad es mayor que el límite de detección el resultado se expresa como:

$$A \pm \mathcal{E}_A$$

Generalmente, se toma como intervalo de confianza el 95 %, es decir,  $K_{\beta} = 1.96$ , habiendo un riesgo de obtener valores inferiores o superiores al intervalo del resultado del 2.5 %.



#### 4.4.1. Expresiones empleadas en el cálculo del Índice de actividad alfa total

##### Cálculo del índice de actividad alfa total

La actividad alfa total,  $A_\alpha$ , expresada en Bq/m<sup>3</sup> y referida al radionucleido <sup>241</sup>Am, se calcula mediante la expresión:

$$A_\alpha = \frac{cpm_{m_\alpha} - cpm_{b_\alpha}}{60 \cdot ef_\alpha \cdot f_{a_\alpha} \cdot V} \quad (4.19)$$

donde:

$A_\alpha$ , es el índice de actividad alfa total de la muestra, expresado en Bq/m<sup>3</sup>.

$cpm_{m_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana alfa.

$cpm_{b_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas del contaje del blanco en la ventana alfa.

$f_{a_\alpha}$ , es el factor de autoabsorción alfa, expresado en tanto por uno.

$ef_\alpha$ , es la eficiencia de contaje del patrón alfa, expresada en tanto por uno.

$V$ , es el volumen de muestra, expresado en m<sup>3</sup>.

##### Cálculo del error asociado a la medida del índice de actividad alfa total

El error asociado a la medida de la actividad alfa total,  $\mathcal{E}_{A_\alpha}$ , viene dado por la expresión:

$$\mathcal{E}_{A_\alpha} = \frac{1.96}{60 \cdot ef_\alpha \cdot f_{a_\alpha} \cdot V} \cdot \sqrt{\frac{cpm_{m_\alpha}}{T_{cpm_{m_\alpha}}} + \frac{cpm_{b_\alpha}}{T_{cpm_{b_\alpha}}} \dots} \quad (4.20)$$

$$\dots + (60 \cdot A_\alpha \cdot f_{a_\alpha} \cdot ef_\alpha \cdot V)^2 \cdot \left[ \frac{1}{cpm_{p_\alpha} \cdot T_{p_\alpha}} + \left( \frac{\mathcal{E}_{A_{p_\alpha}}}{A_{p_\alpha}} \right)^2 \right]$$

donde:

$\mathcal{E}_{A_\alpha}$ , es el error cometido en la medida del índice de actividad alfa total de la muestra, expresado en Bq/m<sup>3</sup>.

$cpm_{m_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana alfa.

$T_{cpm_{m_\alpha}}$ , es el tiempo de medida de la muestra, expresado en min.

$cpm_{b_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana alfa.

$T_{cpm_{b_\alpha}}$ , es el tiempo de medida del blanco, expresado en min.

$f_{a_\alpha}$ , es el factor de autoabsorción alfa, expresado en tanto por uno.

$ef_\alpha$ , es la eficiencia de contaje del patrón alfa, expresada en tanto por uno.

$cpm_{p_\alpha}$ , son las cuentas por minuto del patrón alfa.

$T_{p_\alpha}$ , es el tiempo de contaje del patrón alfa, expresado en min.

$A_{p_\alpha}$ , es la actividad añadida del patrón alfa, expresada en dpm.

$\mathcal{E}_{A_{p_\alpha}}$ , es la incertidumbre asociada a la actividad del patrón alfa.

$V$ , es el volumen de muestra, expresado en  $m^3$ .

#### Cálculo del límite de detección del índice de actividad alfa total

El límite de detección del índice de actividad alfa total,  $L_{D_\alpha}$ , para un intervalo de confianza del 95.0 %, viene dado por la ecuación:

$$L_{D_\alpha} = \frac{3.29}{60 \cdot ef_\alpha \cdot f_{a_\alpha} \cdot V} \cdot \sqrt{\frac{cpm_{m_\alpha}}{T_{cpm_{m_\alpha}}} + \frac{cpm_{b_\alpha}}{T_{cpm_{b_\alpha}}}} \quad (4.21)$$

donde:

$L_{D_\alpha}$ , es el límite de detección del índice de actividad alfa total, expresado en  $Bq/m^3$ .

$cpm_{m_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana alfa.

$T_{cpm_{m_\alpha}}$ , es el tiempo de medida de la muestra, expresado en min.

$cpm_{b_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana alfa.

$T_{cpm_{b_\alpha}}$ , es tiempo de medida del blanco, expresado en min.

$f_{a_\alpha}$ , es el factor de autoabsorción alfa, expresado en tanto por uno.

$ef_\alpha$ , es la eficiencia de contaje del patrón alfa, expresada en tanto por uno.

$V$ , es el volumen de muestra, expresado en  $m^3$ .

#### 4.4.2. Expresiones empleadas en el cálculo del Índice de actividad beta total

##### Cálculo del índice de actividad beta total

La actividad beta total,  $A_\beta$ , expresada en Bq/m<sup>3</sup> y referida al radionucleido <sup>90</sup>Sr, se calcula mediante la expresión:

$$A_\beta = \frac{(cpm_{m_\beta} - cpm_{b_\beta}) - \gamma \cdot (cpm_{m_\alpha} - cpm_{b_\alpha})}{60 \cdot ef_\beta \cdot f_{a_\beta} \cdot V} \quad (4.22)$$

donde:

$A_\beta$ , es el índice de actividad beta total, expresado en Bq/m<sup>3</sup>.

$cpm_{m_\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana beta.

$cpm_{b_\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana beta.

$cpm_{m_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana alfa.

$cpm_{b_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana alfa.

$f_{a_\beta}$ , es el factor de autoabsorción beta, expresado en tanto por uno.

$ef_\beta$ , es la eficiencia de contaje del patrón beta, expresada en tanto por uno.

$\gamma$ , es el *spillover* de la medida beta, expresado en tanto por uno.

$V$ , es el volumen de muestra, expresado en m<sup>3</sup>.

El *spillover* de la medida beta se calcula mediante la ecuación:

$$\gamma = \frac{cpm_\alpha(Ventana_\beta)}{cpm_\alpha(Ventana_\alpha)} \quad (4.23)$$

donde:

$cpm_\alpha(Ventana_\beta)$ , son las cuentas por minuto del patrón alfa registradas en la ventana beta.

$cpm_\alpha(Ventana_\alpha)$ , son las cuentas por minuto del patrón alfa registradas en la ventana alfa.

### Cálculo del error asociado a la medida del índice de actividad beta total

El error asociado a la medida del índice de actividad beta total,  $\mathcal{E}_{A_\beta}$ , para un intervalo de confianza del 95.0 %, viene dado por la expresión:

$$\mathcal{E}_{A_\beta} = \frac{1.96}{60 \cdot ef_\beta \cdot f_{a_\beta} \cdot V} \cdot \sqrt{\frac{cpm_{m_\beta} + \gamma^2 \cdot cpm_{m_\alpha}}{T_{cpm_{m_\beta}}} + \frac{cpm_{b_\beta} + \gamma^2 \cdot cpm_{b_\alpha}}{T_{cpm_{b_\beta}}} \dots} \quad (4.24)$$

$$\dots + (60 \cdot A_\beta \cdot f_{a_\beta} \cdot ef_\beta \cdot V)^2 \cdot \left[ \frac{1}{cpm_{p_\beta} \cdot T_{p_\beta}} + \left( \frac{\mathcal{E}_{A_{p_\beta}}}{A_{p_\beta}} \right)^2 \right]$$

donde:

$\mathcal{E}_{A_\beta}$ , es el error cometido en la medida del índice de actividad beta total, expresado en Bq/m<sup>3</sup>.

$cpm_{m_\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana beta.

$T_{cpm_{m_\beta}}$ , es el tiempo de medida de la muestra, expresado en min.

$cpm_{b_\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana beta.

$cpm_{m_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana alfa.

$cpm_{b_\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana alfa.

$\gamma$ , es el *spillover* de la medida beta, expresado en tanto por uno.

$f_{a_\beta}$ , es el factor de autoabsorción beta, expresado en tanto por uno.

$ef_\beta$ , es la eficiencia de contaje del patrón beta, expresada en tanto por uno.

$cpm_{p_\beta}$ , son las cuentas por minuto del patrón beta.

$T_{p_\beta}$ , es el tiempo de contaje del patrón beta, expresado en min.

$A_{p_\beta}$ , es la actividad añadida del patrón beta, expresada en dpm.

$\mathcal{E}_{A_{p_\beta}}$ , es la incertidumbre asociada a la actividad del patrón beta.

$V$ , es el volumen de muestra, expresado en m<sup>3</sup>.

### Cálculo del límite de detección del índice de actividad beta total

El límite de detección del índice de actividad beta total,  $L_{D\beta}$ , para un intervalo de confianza del 95.0 %, se calcula mediante la expresión:

$$L_{D\beta} = \frac{3.29 \cdot \sqrt{cpm_{b\beta} \cdot \left( \frac{1}{T_{cpm_{b\beta}}} + \frac{1}{T_{cpm_{m\beta}}} \right) + \dots}}{60 \cdot ef_{\beta} \cdot f_{a\beta} \cdot V} \quad (4.25)$$

$$\frac{\dots \gamma^2 \cdot \frac{cpm_{m\alpha} - cpm_{b\alpha}}{T_{cpm_{m\beta}}} + 2,7 \cdot \left( \frac{1}{T_{cpm_{b\beta}}} + \frac{1}{T_{cpm_{m\beta}}} \right)}{60 \cdot ef_{\beta} \cdot f_{a\beta} \cdot V}$$

donde:

$L_{D\beta}$ , es el límite de detección para el índice de actividad beta total, expresado en  $Bq/m^3$ .

$cpm_{m\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana beta.

$T_{cpm_{m\beta}}$ , es el tiempo de medida de la muestra, expresado en min.

$cpm_{b\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana beta.

$T_{cpm_{b\beta}}$ , es el tiempo de medida del blanco, expresado en min.

$cpm_{m\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana alfa.

$cpm_{b\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana alfa.

$\gamma$ , es el *spillover* de la medida beta, expresado en tanto por uno.

$f_{a\beta}$ , es el factor de autoabsorción beta, expresado en tanto por uno.

$ef_{\beta}$ , es la eficiencia de contaje para el patrón beta.

$V$ , es el volumen de muestra, expresado en  $m^3$ .

## 4.5. Conclusiones

*El calibrado en eficiencias de las dos geometrías utilizadas en las medidas de las muestras ambientales mediante el contador proporcional de bajo fondo nos indica que la eficiencia más baja se obtiene, de forma sistemática, en el detector número 10, mientras que el resto de detectores presentan eficiencias que están muy próximas entre sí tanto en la ventana alfa como*

*en la ventana beta.*

*En el caso de las muestras de aerosoles se observa que la eficiencia alfa es inferior a la de las muestras de agua potable, mientras que en el caso de la eficiencia beta, la eficiencia de conteo es más baja para las muestras de agua potable. Esto puede ser debido a que se han utilizado planchetas estriadas para el calibrado en eficiencias de las muestras de agua potable, mientras que para las muestras de aerosoles hemos empleado filtros de nitrocelulosa impregnados con la disolución patrón y depositados sobre planchetas lisas, con la que la distancia fuente-detector es distinta.*

*Las medidas de los blancos de las muestras de aerosoles y agua potable nos indican que el valor más alto se alcanza en el detector 4, y por tanto, este detector no se empleará en la medida de las muestras ambientales.*

*Por otra parte, mediante la prueba estadística  $\chi^2$  de Pearson hemos establecido que los diez detectores, que constituyen el sistema de detección del contador proporcional de bajo fondo, siguen la ley de distribución estadística de Poisson, ya que en todos los casos el valor de P está comprendido entre 0.1 y 0.9, hecho que nos confirma su estabilidad y fiabilidad.*

*El empleo de los gráficos de control de Shewhart nos ha permitido detectar fluctuaciones anormales en los valores del fondo del detector 4 y de la eficiencia de conteo del detector 3. En este último caso, se estableció que esas fluctuaciones eran debidas a una perforación en la ventana de mylar, por lo que se procedió a su reparación.*

---

# Capítulo 5

## Medida del Índice de Actividad Beta Resto

---

### 5.1. Introducción

El índice de actividad beta total es una estimación del nivel radiactivo de una muestra, cuyo valor nos permite decidir sobre la necesidad de realizar determinaciones cuantitativas e individualizadas de los radionucleidos emisores beta que se encuentren presentes. Si a este índice se le resta la contribución debida al  $^{40}\text{K}$  obtenemos el **Índice de Actividad Beta Resto**, que nos permite distinguir, dentro del índice de actividad beta total, entre la fracción debida al  $^{40}\text{K}$  y la otra fracción, *la actividad beta resto*, que nos proporciona una información más real sobre la peligrosidad radiológica de la muestra.

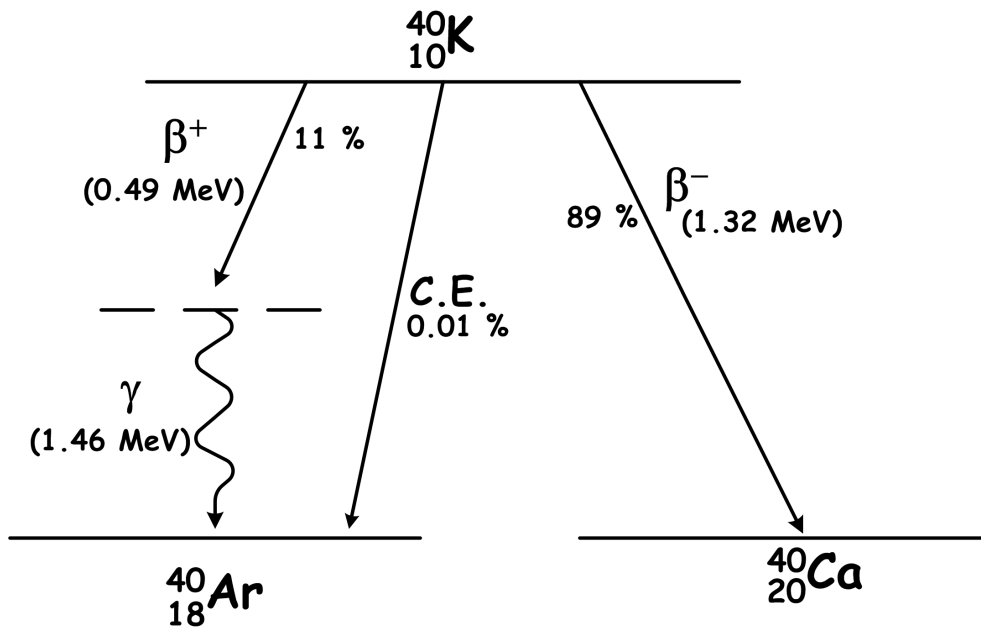
La concentración de potasio en la naturaleza presenta una gran variabilidad, con valores que oscilan desde el 0.1 % en las rocas calizas hasta un 3.5 % en determinados granitos, pasando por concentraciones intermedias del orden del 1 % o inferiores en las rocas areniscas.

El  $^{40}\text{K}$  es, posiblemente, el radionucleido de origen natural que, aisladamente, origina una mayor contribución a efectos de dosis, ya que se encuentra presente en la mayoría de los medios naturales, y por otro lado, debemos considerar que es un elemento esencial en nuestro metabolismo.

En el hombre, la actividad específica media del  $^{40}\text{K}$  es de unos 55 Bq/Kg, dependiendo su concentración del sexo y de la edad, ya que el contenido en potasio disminuye al envejecer, exceptuando el intervalo comprendido entre los quince y veinte años en los varones donde aumenta su concentración y se alcanza el valor máximo [UNSCEAR, 2000]. Los hombres tienen

concentraciones en potasio mayores que las mujeres debido a los músculos largos y a su menor contenido en grasa. Si consideramos que en un adulto la concentración media de potasio es de 2.6 g por cada Kg de peso, que la abundancia isotópica del  $^{40}\text{K}$  es de  $1.17 \cdot 10^{-4} \%$ , y que su actividad promedio es de 55 Bq/Kg, podemos estimar que un adulto de unos 70 Kg emitirá unos 4000 Bq debido al  $^{40}\text{K}$  que hay en su cuerpo.

En el esquema de desintegración del  $^{40}\text{K}$ , **Figura 5.1**, se puede observar que, aproximadamente, el 89 % de sus desintegraciones se producen por la emisión  $\beta^-$ , sin emisión  $\gamma$  asociada, dando lugar al isótopo estable  $^{40}\text{Ca}$ . Exceptuando una pequeña fracción de procesos de captura electrónica, el 0.001 %, que dan lugar al nucleido  $^{40}\text{Ar}$  en su estado fundamental, las restantes desintegraciones, el 11 %, tiene lugar vía  $\beta^+$ , mediante la emisión de positrones, quedando el nucleido resultante en un estado excitado, que pasa a su estado fundamental mediante la emisión de un fotón  $\gamma$  de 1460.8 KeV, dando lugar a la correspondiente línea de emisión, claramente diferenciada, en un espectro gamma [**Browne et al., 1978**].



**Figura 5.1.** Esquema de desintegración del  $^{40}\text{K}$ .

El índice de actividad beta resto puede ser determinado empleando diferentes metodologías [**APHA-AWWA-WEF, 1998, ASTM, 1995 y AENOR, 2003**]. El procedimiento seguido en nuestro laboratorio consiste en la medida del índice de actividad beta total, y la determinación posterior del contenido en potasio que posee la muestra, transformando dicha concentración en desintegraciones beta debidas al  $^{40}\text{K}$ , y referidas a un patrón de  $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$  en equilibrio secular, para de este modo, poder restarla del índice de actividad beta total y calcular el índice



de actividad beta resto.

## 5.2. Determinación de la concentración de potasio

La medida de la concentración de potasio se llevó a cabo mediante la técnica analítica de espectroscopía de absorción atómica (E.A.A.). Esta técnica analítica se basa, a grosso modo, en la medida de la absorción de la radiación electromagnética por parte de átomos o iones elementales en un medio gaseoso. Para ello, se hace incidir sobre la muestra atomizada un haz de luz monocromática de una determinada longitud de onda,  $\lambda_L$ , siendo ésta resonante con la longitud de onda,  $\lambda$ , de las líneas espectrales del elemento objeto de análisis, determinándose a continuación la cantidad de luz a la longitud de onda resonante que es absorbida cuando el haz incide sobre la nube atómica.

La determinación de la concentración de potasio, en las distintas muestra analizadas, se ha realizado en el **Centro de Instrumentación Científica (C.I.C.)** de la **Universidad de Granada**, mediante un espectrómetro de absorción atómica, marca **PERKIN ELMER**, modelo **5100**.

## 5.3. Obtención de las curvas de autoabsorción del $^{40}\text{K}$

Los patrones empleados en la determinación de la eficiencia de recuento del  $^{40}\text{K}$ , se prepararon a partir de una solución de concentración conocida de KCl. Debemos considerar, que para acumular un número de cuentas alto hay que tomar volúmenes grandes de la solución de KCl, lo que conlleva espesores máxicos elevados, y por tanto, el factor de autoabsorción será alto.

En la **Tabla 5.1**, página 131, se muestra el rango de espesores máxicos de los patrones empleados en la obtención de las curvas de autoabsorción, así como, los miligramos de potasio que hay en cada patrón y su actividad en Bq.

La preparación de los patrones se realizó mediante el siguiente procedimiento:

- A. A una serie de planchetas, previamente taradas y enumeradas, se les adicionaron volúmenes crecientes de la disolución de KCl.
- B. Estas planchetas se evaporaron, bajo una lámpara de rayos infrarrojos, hasta peso constante, procurando que el residuo seco resultante quedara distribuido lo más homogéneamente posible.

- C. A continuación, se dejaron enfriar y se depositaron en un desecador hasta que el peso fuera constante. Una vez alcanzado el peso constante se anotó esta pesada como peso final del depósito y se volvieron a guardar en el desecador hasta la realización del recuento.
- D. En último lugar, se calculó la masa de potasio que contenía cada plancheta mediante la siguiente ecuación:

$$mgK = (P_2 - P_1) \cdot R \cdot f_K \quad (5.1)$$

donde:

$mgK$ , es la masa de potasio contenida en cada plancheta, expresada en mg.

$P_1$ , es el peso de la plancheta, expresado en mg.

$P_2$ , es el peso de la plancheta más el residuo seco, expresado en mg.

$f_K$ , es la proporción de potasio en la sal empleada, expresada en tanto por uno.

$R$ , es la riqueza de la sal potásica empleada, expresada en tanto por uno.

- E. Se calculó el espesor másico de cada plancheta mediante la expresión:

$$E_M = \frac{P_2 - P_1}{A} \quad (5.2)$$

donde:

$E_M$ , es el espesor másico, expresado en  $\text{mg}\cdot\text{cm}^{-2}$ .

$A$ , es el área interior de la plancheta, expresada en  $\text{cm}^2$ .

**Tabla 5.1.** *Planchetas patrón empleadas en la obtención de las curvas de autoabsorción beta resto.*

Planchetas	Espesor ( $\text{mg}\cdot\text{cm}^{-2}$ )	Peso K (mg)	Actividad (dps)
P-1	$0.977 \pm 0.007$	$9.62 \pm 0.07$	$0.266 \pm 0.002$
P-2	$1.967 \pm 0.008$	$19.37 \pm 0.08$	$0.537 \pm 0.003$
P-3	$2.974 \pm 0.009$	$29.29 \pm 0.08$	$0.811 \pm 0.004$
P-4	$3.956 \pm 0.009$	$38.96 \pm 0.08$	$1.079 \pm 0.004$
P-5	$4.981 \pm 0.008$	$49.06 \pm 0.07$	$1.358 \pm 0.004$
P-6	$5.968 \pm 0.009$	$58.78 \pm 0.08$	$1.628 \pm 0.005$
P-7	$6.970 \pm 0.009$	$68.65 \pm 0.07$	$1.901 \pm 0.006$
P-8	$7.97 \pm 0.013$	$78.5 \pm 0.10$	$2.173 \pm 0.007$
P-9	$9.03 \pm 0.011$	$88.92 \pm 0.08$	$2.462 \pm 0.007$
P-10	$10.03 \pm 0.011$	$98.75 \pm 0.07$	$2.734 \pm 0.007$
P-11	$11.06 \pm 0.010$	$108.89 \pm 0.06$	$3.015 \pm 0.007$
P-12	$12.10 \pm 0.011$	$119.22 \pm 0.07$	$3.301 \pm 0.008$
P-13	$13.04 \pm 0.012$	$128.47 \pm 0.08$	$3.557 \pm 0.009$
P-14	$14.06 \pm 0.014$	$138.49 \pm 0.09$	$3.835 \pm 0.009$
P-15	$15.06 \pm 0.011$	$148.36 \pm 0.06$	$4.108 \pm 0.009$
P-16	$16.21 \pm 0.012$	$159.62 \pm 0.07$	$4.42 \pm 0.010$
P-17	$16.37 \pm 0.012$	$161.28 \pm 0.07$	$4.46 \pm 0.010$
P-18	$18.03 \pm 0.012$	$177.57 \pm 0.06$	$4.92 \pm 0.011$
P-19	$19.01 \pm 0.014$	$187.25 \pm 0.08$	$5.18 \pm 0.012$
P-20	$20.05 \pm 0.014$	$197.46 \pm 0.07$	$5.47 \pm 0.012$
P-30	$30.05 \pm 0.017$	$295.97 \pm 0.07$	$8.20 \pm 0.017$
P-40	$40.13 \pm 0.02$	$395.26 \pm 0.07$	$10.94 \pm 0.02$
P-50	$50.37 \pm 0.02$	$496.18 \pm 0.07$	$13.74 \pm 0.03$

### 5.3.1. Cálculo del factor de conversión de mg de K a dps

Para determinar el valor de este factor debemos considerar que la actividad de una muestra representa el número de átomos que se desintegra en la unidad de tiempo. Si  $dN$  es el número de átomos radiactivos que se han desintegrado en el intervalo de tiempo comprendido entre  $t$  y  $t + dt$ , la actividad,  $A$ , en el instante  $t$ , vendrá dada por:

$$A = \left| \frac{dN}{dt} \right|$$

Y considerando la *ley de desintegración radiactiva* se tiene que:

$$A = \lambda \cdot N(t) \quad (5.3)$$

donde:

$A$ , es la actividad, expresada en  $\text{Bq} \cdot \text{g}^{-1}$ .

$\lambda$ , es la constante de desintegración radiactiva,  $\text{s}^{-1}$ .

$N$ , es número de átomos que permanecen sin desintegrarse en el tiempo  $t$ .

La constante de desintegración radiactiva viene dada por la expresión:

$$\lambda = \frac{\text{Ln}2}{T_{1/2}} \quad (5.4)$$

donde:

$T_{1/2}$ , es el período de semidesintegración, expresado en s. En el caso del  $^{40}\text{K}$  el período de semidesintegración,  $T_{1/2}$ , es igual a  $4.02996 \cdot 10^{16}$  s.

El número de átomos de  $^{40}\text{K}$  presentes en el potasio natural viene dado por:

$$N = \frac{N_a}{P_a} \times P_{^{40}\text{K}} = \frac{6.023 \cdot 10^{23}}{39098} \times \frac{0.0117}{100} \quad (5.5)$$

donde:

$N$ , es el número de átomos de  $^{40}\text{K}$ .

$N_a$ , es el número de Avogadro ( $\text{N}^\circ \text{Átomos} \cdot \text{mol}^{-1}$ ).

$P_a$ , es el peso atómico de potasio, expresado en  $\text{mg} \cdot \text{mol}^{-1}$ .

$P_{^{40}\text{K}}$ , es la proporción de átomos del  $^{40}\text{K}$  que hay en el potasio natural, expresada en tanto por uno.

Para calcular el factor de conversión de mg de K a dps, hay que considerar que el porcentaje de emisión  $\beta^-$  del  $^{40}\text{K}$  es del  $89.23\% \pm 0.11\%$ .

Sustituyendo en la **ecuación** (5.3) las **ecuaciones** (5.4) y (5.5) obtenemos la actividad del  $^{40}\text{K}$  expresada en  $\text{Bq} \cdot \text{mg}^{-1}$ .

$$\begin{aligned} A &= \lambda \times \frac{N_a}{P_a} \times P_{^{40}\text{K}} \times 0.8923 \\ &= 0.02766 \pm 0.0072 \text{ Bq} \cdot \text{mg}^{-1} \\ \mathbf{A} &= \mathbf{0.028 \pm 0.007 \text{ Bq} \cdot \text{mg}^{-1}} \end{aligned} \quad (5.6)$$

### 5.3.2. Cálculo del factor de autoabsorción del $^{40}\text{K}$

Una vez efectuada la medida de los patrones se calculó la eficiencia de recuento mediante la ecuación:

$$E_K = \frac{cpm_{P_{KCl}} - cpm_{b\beta}}{mgK \cdot F_K \cdot 60} \quad (5.7)$$

donde:

$E_K$ , es la eficiencia de recuento del  $^{40}\text{K}$ , expresada en tanto por uno.

$cpm_{P_{KCl}}$ , son las cuentas por minuto registradas del patrón en la ventana beta.

$cpm_{b\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas del blanco en la ventana beta.

$mgK$ , es el peso de K contenido en cada plancheta, expresado en mg.

$F_K$ , es el factor de conversión de mg de K a dps.

A continuación, se representaron los valores de la eficiencia de recuento en función del espesor de los patrones, obteniendo las curvas de las **Figuras 5.2, 5.3 y 5.4**, páginas 134 a 136, y se ajustaron los datos experimentales a la ecuación [**Tsoufanidis, 1995**]:

$$E_{K_x} = E_{K_0} \cdot \frac{1 - e^{-a \cdot x}}{a \cdot x} \quad (5.8)$$

donde:

$E_{K_x}$ , es la eficiencia de recuento del  $^{40}\text{K}$  para un espesor  $x$ , expresada en tanto por uno.

$E_{K_0}$ , es la eficiencia intrínseca de recuento del  $^{40}\text{K}$ , expresada en tanto por uno.

$a$ , es un parámetro de ajuste, expresado en  $\text{cm}^2 \cdot \text{mg}^{-1}$ .

$x$ , es el espesor másico, expresado en  $\text{mg} \cdot \text{cm}^{-2}$ .

En la **Tabla 5.2** se muestran los valores obtenidos para los parámetros de ajuste de la **ecuación (5.8)** en los diez detectores del equipo, así como, el coeficiente de ajuste y el valor de  $t_{cal}^1$  (**ecuación (3.4)**, página 82). En todos los detectores se cumple que el valor del  $t_{cal}$  es mayor que el valor de  $t_{tab}$ , para  $n = 23$ , y, por tanto, el ajuste de los datos es significativo.

---

<sup>1</sup>El valor de  $t_{tab}$  para un intervalo de confianza del 95 % y n-2 grados de libertad, siendo n=23, es 2.075.

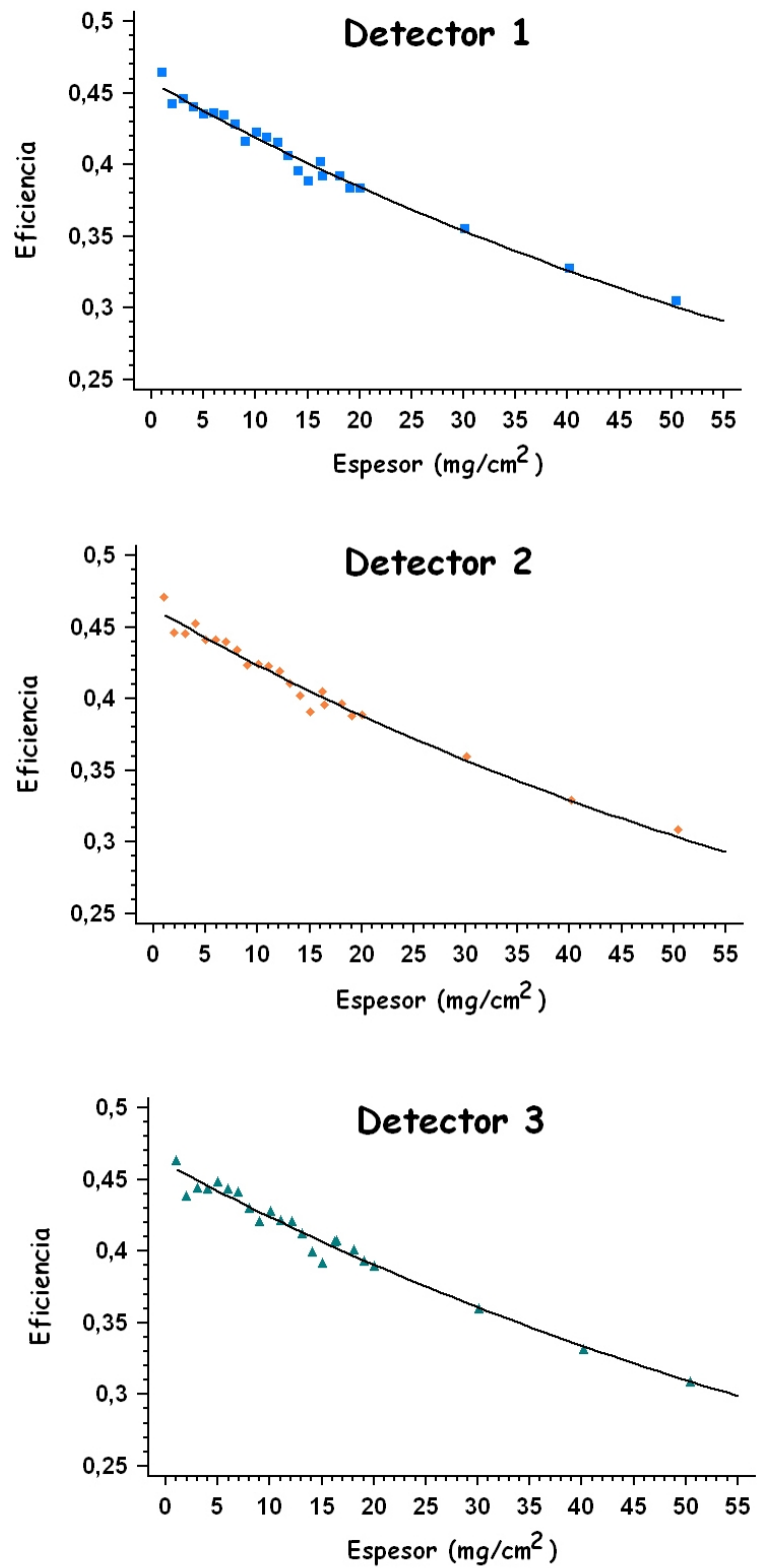


Figura 5.2. Curvas de autoabsorción beta resto de los detectores 1, 2 y 3.

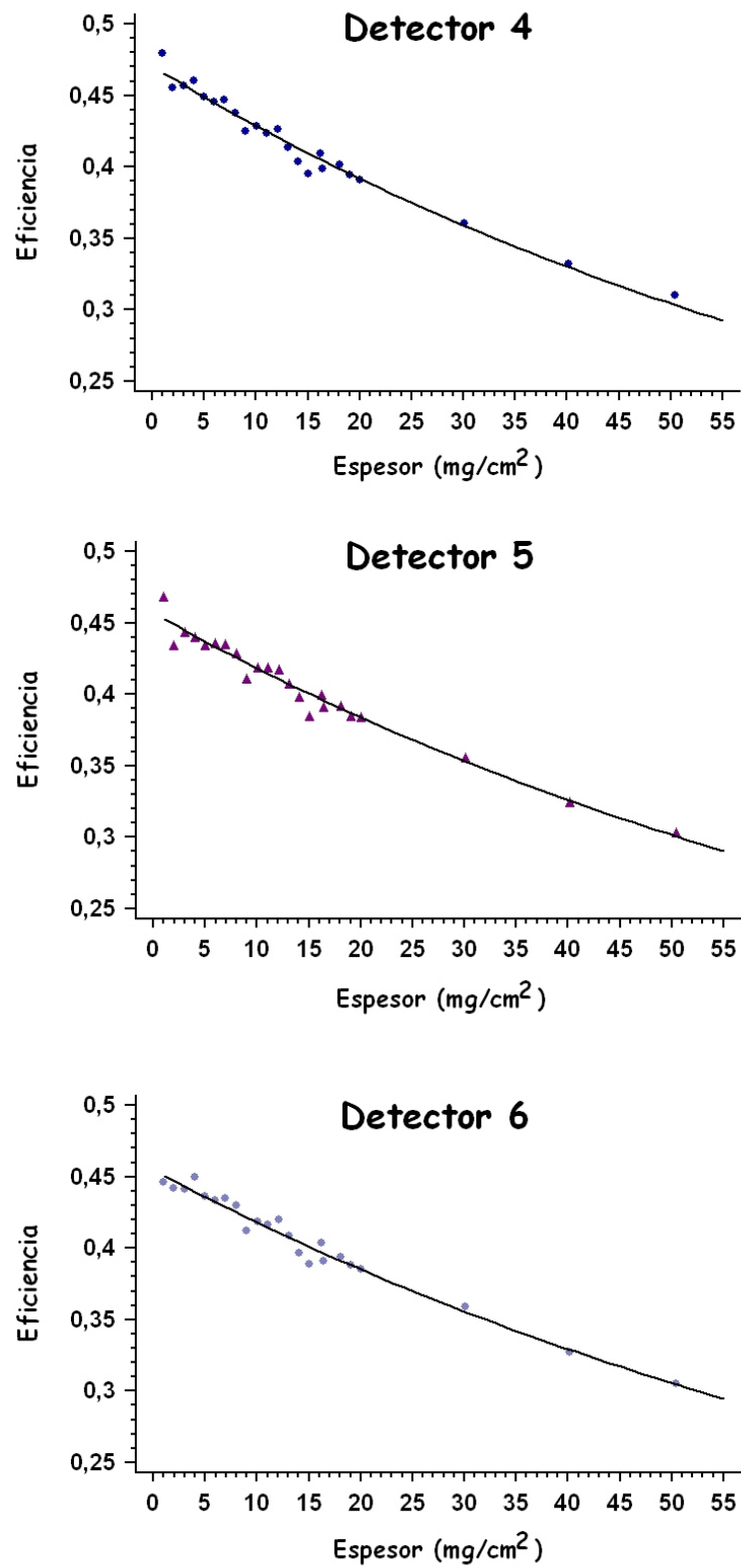


Figura 5.3. Curvas de autoabsorción beta resto de los detectores 4, 5 y 6.

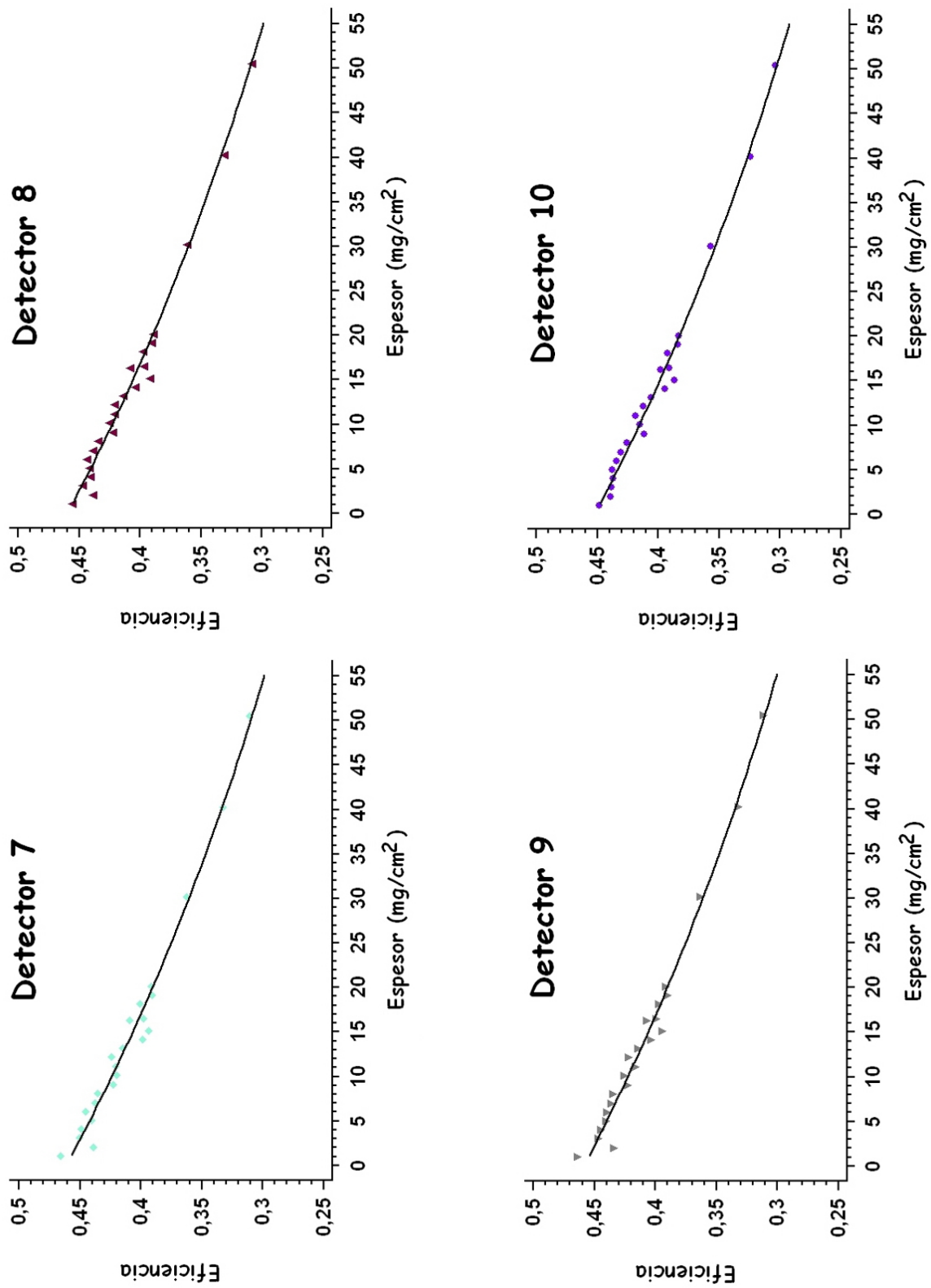


Figura 5.4. Curvas de autoabsorción beta resto de los detectores 7, 8, 9 y 10.



Tabla 5.2. Curvas de autoabsorción beta resto.

	$E_{K_0}$ (%)	$a$ ( $\text{cm}^2 \cdot \text{mg}^{-1}$ )	$R^2$ (%)	$t_{cal, n=23}$
<b>Detector 1</b>	45.8 ± 0.2	(18.0 ± 0.6) · 10 <sup>-3</sup>	98.12	33.11
<b>Detector 2</b>	46.3 ± 0.2	(18.1 ± 0.7) · 10 <sup>-3</sup>	97.89	31.23
<b>Detector 3</b>	46.1 ± 0.2	(17.1 ± 0.7) · 10 <sup>-3</sup>	97.17	26.84
<b>Detector 4</b>	47.0 ± 0.2	(18.9 ± 0.7) · 10 <sup>-3</sup>	97.73	30.05
<b>Detector 5</b>	45.7 ± 0.3	(18.0 ± 0.8) · 10 <sup>-3</sup>	96.83	25.34
<b>Detector 6</b>	45.5 ± 0.2	(17.1 ± 0.7) · 10 <sup>-3</sup>	97.69	29.82
<b>Detector 7</b>	46.1 ± 0.2	(17.1 ± 0.7) · 10 <sup>-3</sup>	97.19	26.96
<b>Detector 8</b>	45.9 ± 0.2	(16.9 ± 0.6) · 10 <sup>-3</sup>	97.95	31.65
<b>Detector 9</b>	45.8 ± 0.2	(16.6 ± 0.7) · 10 <sup>-3</sup>	97.52	28.76
<b>Detector 10</b>	45.2 ± 0.2	(17.2 ± 0.5) · 10 <sup>-3</sup>	98.44	36.39

Una vez que se determinó como variaba la eficiencia de conteo en función del espesor de los patrones, se calculó el factor de autoabsorción mediante la siguiente expresión [ICRU, 1972]:

$$f_{a_K} = \frac{E_{K_x}}{E_{K_0}} \quad (5.9)$$

donde:

$f_{a_K}$ , es el factor de autoabsorción, expresado en tanto por uno.

$E_{K_x}$ , es la eficiencia de conteo para el espesor  $x \text{ mg} \cdot \text{cm}^{-2}$ .

$E_{K_0}$ , es la eficiencia intrínseca de recuento del  $^{40}\text{K}$ , expresada en tanto por uno.

Si sustituimos en la **ecuación** (5.9) la **ecuación** (5.8) obtenemos la expresión que nos relaciona como varía el factor de autoabsorción,  $f_a$ , con el espesor másico de la muestra, quedando ésta como:

$$f_{a_K} = \frac{1 - e^{a \cdot x}}{a \cdot x} \quad (5.10)$$

## 5.4. Preparación y medida de los blancos

Los blancos empleados en la determinación del índice de actividad beta resto son los mismo que los empleados en la determinación del índice de actividad beta total, y por tanto, en el cálculo de este índice se emplearán los resultados expuestos en el **Capítulo 4**.

## 5.5. Cálculo del índice de actividad beta resto

### 5.5.1. Determinación del índice de actividad beta resto

El índice de actividad beta resto se obtiene restando a la actividad beta total las emisiones beta debidas al  $^{40}\text{K}$ .

La actividad beta del  $^{40}\text{K}$ , referida al patrón de  $^{40}\text{K}$ , se determina según la expresión:

$$A_{\beta_K} = \frac{cpm_K}{ef_K \cdot f_{a_K}} \quad (5.11)$$

donde:

$A_{\beta_K}$ , es la actividad beta del  $^{40}\text{K}$ , referida al  $^{40}\text{K}$ , expresada en Bq.

$cpm_K$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra, expresadas en cpm.

$f_{a_K}$ , es el factor de autoabsorción del  $^{40}\text{K}$ , expresado en tanto por uno.

$ef_K$ , es la eficiencia de recuento del  $^{40}\text{K}$ , expresada en tanto por uno.

De la **ecuación** (5.11), se puede deducir que:

$$cpm_K = A_{\beta_K} \cdot ef_K \cdot f_{a_K} \quad (5.12)$$

Luego, la actividad del  $^{40}\text{K}$ , referida al patrón de  $^{90}\text{Sr}$ , se determinaría mediante la ecuación:

$$A_{\beta_{K(Sr)}} = \frac{cpm_K}{ef_{(Sr)} \cdot f_{a_{(Sr)}}} \quad (5.13)$$

Si sustituimos las cuentas debidas al  $^{40}\text{K}$  de la **ecuación** (5.12) en la **ecuación** (5.13) obtenemos:

$$A_{\beta_{K(^{90}\text{Sr})}} = A_{\beta_K} \cdot \frac{ef_K \cdot f_{a_K}}{ef_{(Sr)} \cdot f_{a_{(Sr)}}} \quad (5.14)$$

Como el período de semidesintegración del  $^{40}\text{K}$  es muy elevado se puede determinar su actividad, indirectamente, a partir de su concentración, ya que es conocido el factor de conversión de mg de potasio a Bq (**apartado 5.3.1**, página 131) y, por tanto, su actividad se

puede calcular como:

$$A_{\beta_K} = [K] \cdot 0.02769 \quad (5.15)$$

La expresión que nos permite determinar la actividad beta debida al  $^{40}\text{K}$  y referida al patrón de  $^{90}\text{Sr}$  viene dada por la siguiente ecuación:

$$A_{\beta_K(^{90}\text{Sr})} = [K] \cdot 0.02769 \cdot \frac{ef_K \cdot f_{a_K}}{ef_{(Sr)} \cdot f_{a_{(Sr)}}} \quad (5.16)$$

Por tanto, el índice de actividad beta resto viene dado por la ecuación:

$$A_{\beta_R} = A_{\beta_t} - [K] \cdot 0.02769 \cdot \frac{ef_K \cdot f_{a_K}}{ef_{(Sr)} \cdot f_{a_{(Sr)}}} \quad (5.17)$$

donde:

$A_{\beta_R}$ , es el índice de actividad beta resto, expresado en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

$A_{\beta_T}$ , es el índice de actividad beta total, expresado en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

$f_{a_K}$ , es el factor de autoabsorción del  $^{40}\text{K}$ , expresado en tanto por uno.

$ef_K$ , es la eficiencia de recuento del  $^{40}\text{K}$ , expresada en tanto por uno.

$f_{a_{Sr}}$ , es el factor de autoabsorción del  $^{90}\text{Sr}$ , expresado en tanto por uno.

$ef_{Sr}$ , es la eficiencia de recuento del  $^{90}\text{Sr}$ , expresada en tanto por uno.

$K$ , es la concentración de potasio, expresada en  $\text{mg} \cdot \text{m}^{-3}$ .

### 5.5.2. Cálculo del error asociado a la medida del índice de actividad beta resto

El error asociado al cálculo del índice de actividad beta resto,  $\mathcal{E}_{A_{\beta_R}}$ , para un intervalo de confianza del 95.0 %, viene dado por la expresión:

$$\mathcal{E}_{A_{\beta_R}} = 1.96 \cdot \sqrt{\left(\mathcal{E}_{A_{\beta_T}}\right)^2 + \left(\left(\frac{ef_K \cdot f_{a_K}}{ef_{(Sr)} \cdot f_{a_{(Sr)}}}\right) \cdot 0.02769 \cdot [K]\right)^2 \times \dots} \quad (5.18)$$

$$\dots \left( \left(\frac{\mathcal{E}_{[K]}}{[K]}\right)^2 + \left(\frac{\mathcal{E}_{ef_K}}{ef_K}\right)^2 + \left(\frac{\mathcal{E}_{ef_{Sr}}}{ef_{Sr}}\right)^2 \right)$$

donde:

$\mathcal{E}_{A_{\beta R}}$ , es el error cometido en la medida del índice de actividad beta resto de la muestra, expresado en  $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ .

$\mathcal{E}_{A_{\beta T}}$ , es el error cometido en la medida del índice de actividad beta total, expresado en  $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ .

$K$ , es la concentración de potasio, expresada en  $\text{mg}\cdot\text{m}^{-3}$ .

$\mathcal{E}_K$ , es el error cometido en la determinación de la concentración del potasio, expresado en  $\text{mg}\cdot\text{m}^{-3}$ .

$ef_{Sr}$ , es la eficiencia de recuento del  $^{90}\text{Sr}$ , expresada en tanto por uno.

$\mathcal{E}_{ef_{Sr}}$ , es la incertidumbre de la eficiencia de conteo del  $^{90}\text{Sr}$ , expresada en tanto por uno.

$ef_K$ , es la eficiencia de recuento del  $^{40}\text{K}$ , expresada en tanto por uno.

$\mathcal{E}_{ef_K}$ , es la incertidumbre de la eficiencia de conteo del  $^{40}\text{K}$ , expresada en tanto por uno.

### 5.5.3. Cálculo del límite de detección del índice de actividad beta resto

El límite de detección del índice de actividad beta resto,  $L_{D_{\beta R}}$ , para un intervalo de confianza del 95.0 %, viene dado por la expresión:

$$L_{D_{\beta R}} = \frac{3.29 \cdot \sqrt{cpm_{b\beta} \cdot \left( \frac{1}{T_{cpmb\beta}} + \frac{1}{T_{cpmm\beta}} \right)} + \dots}{60 \cdot ef_K \cdot f_{aK} \cdot V} \quad (5.19)$$

$$\frac{\dots \gamma^2 \cdot \frac{cpm_{m\alpha} - cpm_{b\alpha}}{T_{cpmm\beta}} + 2,7 \cdot \left( \frac{1}{T_{cpmb\beta}} + \frac{1}{T_{cpmm\beta}} \right)}{60 \cdot ef_K \cdot f_{aK} \cdot V}$$

donde:

$L_{D_{\beta R}}$ , es el límite de detección para el índice de actividad beta resto de la muestra, expresado en  $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ .

$cpm_{m\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana beta.

$T_{cpmm\beta}$ , es el tiempo de medida de la muestra, expresado en min.

$cpm_{b\beta}$ , son las cuentas por minuto registradas en el conteo del blanco en la ventana beta.

$cpm_{m\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra en la ventana alfa.

$cpm_{b\alpha}$ , son las cuentas por minuto registradas en el contaje del blanco en la ventana alfa.

$f_{aK}$ , es el factor de autoabsorción del  $^{40}\text{K}$ , expresado en tanto por uno.

$ef_K$ , es la eficiencia de recuento del  $^{40}\text{K}$ , expresada en tanto por uno.

$V$ , es el volumen de muestra expresado en  $\text{m}^3$ .

## 5.6. Conclusiones

*Las curvas de autoabsorción obtenidas para el  $^{40}\text{K}$  se ajustaron a la ecuación propuesta por [Tsoulfanidis, 1995], ya que dicha ecuación es la que mejor reproduce el comportamiento de las emisiones beta procedentes de este radionucleido, hecho que se manifiesta en los valores obtenidos de los coeficientes de correlación. Por otra parte, el test de significación realizado para cada una de las curvas de autoabsorción nos indica que todas ellas reproducen de forma adecuada la variación del factor de autoabsorción.*



---

# Capítulo 6

## Medida de la Actividad del $^{90}\text{Sr}$

---

### 6.1. Introducción

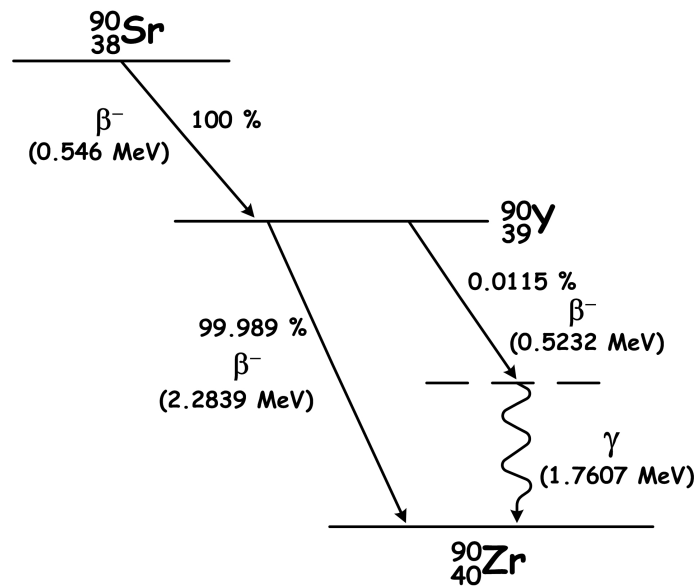
El  $^{90}\text{Sr}$  es un radionucleido emisor beta puro de origen artificial, que posee un período de semidesintegración de 28.1 años. En su proceso de desintegración emite partículas  $\beta^-$  con una energía máxima de 546 KeV, dando lugar al  $^{90}\text{Y}$ , que a su vez decae, emitiendo partículas  $\beta^-$ , de energía máxima 2.2839 MeV y 0.5232 MeV [Browne et al., 1978], decayendo a  $^{90}\text{Zr}$ , que es estable (Figura 6.1, página 144). El  $^{90}\text{Y}$  posee un período de semidesintegración de 64 horas y, por ello, transcurrido un cierto tiempo, unos 21 días, se encontrará en equilibrio secular con el  $^{90}\text{Sr}$ .

El  $^{90}\text{Sr}$  posee una elevada radiotoxicidad, ya que por ingestión se acumula en los huesos, siendo su efecto de larga duración, al poseer un período de semidesintegración elevado. Debido a ello, en el vigente *Reglamento sobre Protección Sanitaria contra las Radiaciones Ionizantes* [BOE N°178, 2001] se ha fijado, para el público en general, un límite de incorporación anual por ingestión de 40 kBq, equivalente a una actividad en agua de  $55^1 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$ .

El hecho de que el límite de incorporación anual sea tan bajo nos obliga a disponer de métodos analíticos muy sensibles. Por tanto, emplearemos métodos de análisis que nos permitan superar el límite anterior en al menos 100 veces, de modo que la vigilancia ambiental pueda llevarse a cabo con un amplio margen.

---

<sup>1</sup>Este límite se obtiene suponiendo que se ingieren 730 litros de agua por año, es decir, 2 litros diarios.



**Figura 6.1.** Esquema de desintegración del  $^{90}\text{Sr}$ .

La medida del  $^{90}\text{Sr}$  se basa en la detección y cuantificación de su actividad beta, y por ello, en su determinación hemos empleado el contador proporcional o los espectrómetros de centelleo líquido, siendo necesario separar el  $^{90}\text{Sr}$  de otros emisores beta presentes en la muestra, así como, de interferentes químicos que puedan influir en la medida de su actividad, de aquí que sea necesario el uso de separaciones radioquímicas.

Los métodos de separación radioquímica permiten determinar radionucleidos que no son detectables mediante la medida directa de la muestra, ya que se eliminan las actividades pertenecientes a los radionucleidos interferentes, y que pueden enmascarar la actividad del radionucleido de interés.

El empleo de un método de separación radioquímica consta, generalmente, de las siguientes etapas:

- A. *Ataque de la muestra problema.*
- B. *Adición de portadores.*
- C. *Separación química de los radionucleidos de interés.*
- D. *Medida de la actividad de los distintos radionucleidos separados.*



En la medida de muestras que poseen concentraciones en radionucleidos muy bajas, como es el caso de las muestras ambientales, se han de considerar los siguientes aspectos:

- I. Hay que tomar grandes cantidades de muestra para poder detectar su actividad, lo que origina problemas a lo largo de la separación radioquímica debido a la presencia, en concentraciones elevadas, de interferentes químicos.
- II. El rendimiento químico de la separación ha de ser elevado, obteniendo el radionucleido a determinar con un elevado grado de pureza.
- III. La eficiencia del proceso de detección debe ser elevada, lo que depende no sólo de la instrumentación sino del método de preparación de la muestra.

El estroncio radiactivo presente en las muestras ambientales, generalmente, se encuentra en concentraciones muy bajas, pudiendo ocurrir que éste se adsorba, fácilmente, en cualquier material sólido, tal como las paredes del recipiente que contiene la muestra, donde quedaría retenida gran parte de su actividad. Por ello, se añade a la muestra una cantidad determinada de un isótopo estable del  $\text{Sr}^{2+}$ , que recibe el nombre de *portador*.

El portador de  $\text{Sr}^{2+}$  se prepara a partir de una sal del estroncio, como por ejemplo el  $\text{Sr}(\text{NO}_3)_2$ , en distintas concentraciones. La cantidad añadida tiene que permitir una fácil separación y garantizar que la cantidad del elemento presente en la muestra es despreciable frente a la adicionada, al objeto de evitar errores en la determinación del rendimiento químico de la separación, dado que un 100 % del rendimiento corresponde a la suma del portador añadido más la cantidad del estroncio presente en la muestra.

Existe una extensa bibliografía en la que se abordan distintas metodologías para la separación del estroncio, con variados procesos de separación y purificación, tales como: *marchas analíticas, extracción líquido-líquido, intercambio iónico, . . .*, etc.

En nuestro laboratorio, la separación radioquímica del estroncio se lleva a cabo utilizando un método de intercambio iónico para las muestras de agua potable, mientras que para su determinación en los aerosoles se emplea un método de precipitación. En los siguientes apartados procederemos a desarrollar extensamente estos dos métodos de separación.

## 6.2. Métodos de separación radioquímica del estroncio radiactivo

### 6.2.1. Método de separación por intercambio iónico

La técnica de intercambio iónico es ampliamente utilizada en las separaciones radioquímicas debido a:

- A. La simplicidad de la técnica y la sencillez del equipo necesario.
- B. La gran especificidad que es posible alcanzar y la versatilidad que ofrece.
- C. Es aplicable a la determinación de elementos con concentraciones del orden de trazas sin la necesidad de emplear portadores, alcanzándose rendimientos cuantitativos.
- D. En la bibliografía hay disponibles un gran número de métodos, así como, los datos de los coeficientes de distribución de muchos elementos en distintos eluyentes.
- E. La existencia de resinas intercambiadoras comerciales de todo tipo: aniónicas, catiónicas, redox, tipo quelato, etc.

Los cambiadores iónicos son sustancias sólidas, insolubles y con grupos funcionales capaces de intercambiar cationes o iones cuando entran en contacto con un electrolito. Los diferentes iones contenidos en la solución del electrolito no se fijan con igual fuerza a los grupos cambiadores de la resina, existiendo una cierta preferencia por un determinado tipo de iones. Esta cualidad es la que se emplea para separar los iones de interés y recibe el nombre de **selectividad de la resina**.

El procedimiento químico de la separación del estroncio radiactivo mediante el empleo de resinas de intercambio iónico consiste, básicamente, en realizar una separación previa del magnesio por precipitación y, a continuación, se pasa la muestra a través de la resina de intercambio catiónico<sup>2</sup>, reteniéndose selectivamente el  $\text{Sr}^{2+}$ , que posteriormente se eluye empleando una disolución 4 M de NaCl, y al eluido se le adiciona  $\text{Na}_2\text{CO}_3$  para precipitar el  $\text{Sr}^{2+}$  como  $\text{SrCO}_3$ .

En el proceso de separación hay que considerar que junto al estroncio también se separa parte del calcio presente, ya que posee un comportamiento químico similar, por ser ambos

---

<sup>2</sup>La resina empleada en la separación del estroncio es de la marca **BIORAD**, clase **DOWEX 50×8, de 50-100 mesh**.

alcalinotérreos. La presencia del calcio en el precipitado final puede dar lugar a errores graves en la determinación de la actividad, ya que la autoabsorción puede llegar a ser muy acusada. Por ello, el precipitado final tiene que estar libre de este elemento, pudiendo recurrir a diversos procesos de purificación [Suárez González del Rey et al., 1987]. El método empleado en esta *Memoria* se basa en la diferente solubilidad que presentan los nitratos de calcio y de estroncio en medio  $\text{HNO}_3$  al 65 %, ya que en este medio se solubiliza el  $\text{Ca}(\text{NO}_3)_2$  y precipita el  $\text{Sr}(\text{NO}_3)_2$ .

El empleo de la resina **DOWEX 50×8** requiere que previamente sea preparada en forma sódica, y para ello, se hace pasar 1 litro de  $\text{NaCl}$  4M, a un flujo de  $10 \text{ ml}\cdot\text{min}^{-1}$  y, a continuación, se lava con 1 litro de agua destilada a la misma velocidad.

### Procedimiento

En las **Figuras 6.2** y **6.3**, páginas 149 y 150, se muestra mediante diagramas de bloques el procedimiento de separación radioquímica por intercambio iónico.

A continuación, vamos a exponer de forma detallada el procedimiento de separación del estroncio radiactivo [Chieco, 1997]:

1. Concentrar 2 litros de muestra hasta 1 litro.
2. Acidificar con  $\text{HNO}_3$  hasta  $pH = 4.0$ .
3. Filtrar con un filtro *Whatman 42* si se observa material en suspensión y transferirlo a un vaso de precipitado de 2 litro.
4. Añadir 80 mg de  $\text{Sr}^{2+}$ , 2 ml de la solución portador de  $\text{Sr}^{2+}$ , de concentración  $40 \text{ mg}\cdot\text{ml}^{-1}$ .
5. Disolver 44 g de  $\text{Na}_2\text{EDTA}\cdot 2\text{H}_2\text{O}$  en la muestra. Agitar con agitación magnética.
6. Ajustar el  $pH$  a 3.8 con amoníaco (comprobar mediante pHmetro). Si el  $pH$  es superior a 3.8 bajarlo con  $\text{HNO}_3$  6 M.
7. Agitar vigorosamente durante 1 ó 2 horas. Dejar reposar durante 12 horas para que precipite el Mg.
8. Si se aprecia precipitado se filtrará la muestra con un filtro *Whatman 42*. Descartar el residuo y transferir el filtrado a un vaso de precipitado de 2 litros.
9. Ajustar el  $pH$  a 4.6 con  $\text{NH}_4\text{OH}$ .

10. Añadir 20 ml de la solución tampón de acetato sódico a  $pH = 4.6$ .
11. Reajustar el  $pH$ , exactamente, a 4.6 con  $NH_4OH$ . Medir con pHmetro.
12. Pasar la solución a través de la columna de intercambio catiónico ajustando el flujo a  $20 \text{ ml} \cdot \text{min}^{-1}$ . Parar el flujo cuando la solución cubra la resina. Desechar los efluentes.
13. Ajustar 600 ml de  $Na_2EDTA$  al 2% a  $pH = 5.1$  con  $HNO_3$  4 M, colocarlos en el depósito de la columna y pasarlos a  $20 \text{ ml} \cdot \text{min}^{-1}$ . Anotar el tiempo final como tiempo de comienzo del crecimiento del  $^{90}Y$ .
14. Lavar la columna con 250 ml de agua desionizada pasándolos a  $20 \text{ ml} \cdot \text{min}^{-1}$ . Desechar los efluentes.
15. Añadir 500 ml de  $NaCl$  4 M al depósito y dejar que fluya a  $10 \text{ ml} \cdot \text{min}^{-1}$ . Recoger este efluente ya que es el que contiene el estroncio.
16. Regenerar la resina con 500 ml de  $NaCl$  4 M y, seguidamente, pasar 1 litro de agua destilada a un flujo de  $10 \text{ ml} \cdot \text{min}^{-1}$ . Desechar los efluentes.
17. Mientras se agita la fracción que contiene el Sr añadir  $NH_4OH$  hasta  $pH = 8.0$ . Añadir, lentamente, 50 ml de  $Na_2CO_3$  y agitar durante 60 min.
18. Filtrar la muestra mediante un equipo de filtración Sartorius empleando un filtro *Whatman* 42. Limpiar el vaso con  $Na_2CO_3$  0.1 M. Secar el precipitado.
19. Una vez que esté bien seco el precipitado, añadir  $HNO_3$  concentrado (65% - 72%) para separar el Ca que aún pueda quedar. ***Si el precipitado no está totalmente seco se disolverá el Sr.***
20. Con ayuda de agua destilada, disolver el precipitado de  $Sr(NO_3)_2$  y transferir la solución resultante a un matraz de 100 ml. Tomar una alícuota de 5 ml para la determinación del rendimiento químico.
21. Depositar la solución restante en un vaso de precipitado, agitar y añadir  $NH_4OH$  hasta  $pH = 8.0$ . A continuación añadir 20 ml de  $Na_2CO_3$  y agitar durante 60 min.
22. Filtrar la muestra sobre un filtro *Whatman* 42, previamente pesado. Lavar el vaso de precipitado con  $Na_2CO_3$  0.1 M. Lavar el filtro con  $EtOH$  al 95%.
23. Depositar el filtro con el precipitado en una plancheta y guardarlo en un desecador.
24. Transcurridos unos 21 días se procede a su medida en el contador proporcional de bajo fondo, ***BERTHOLD LB-770-2/5***.

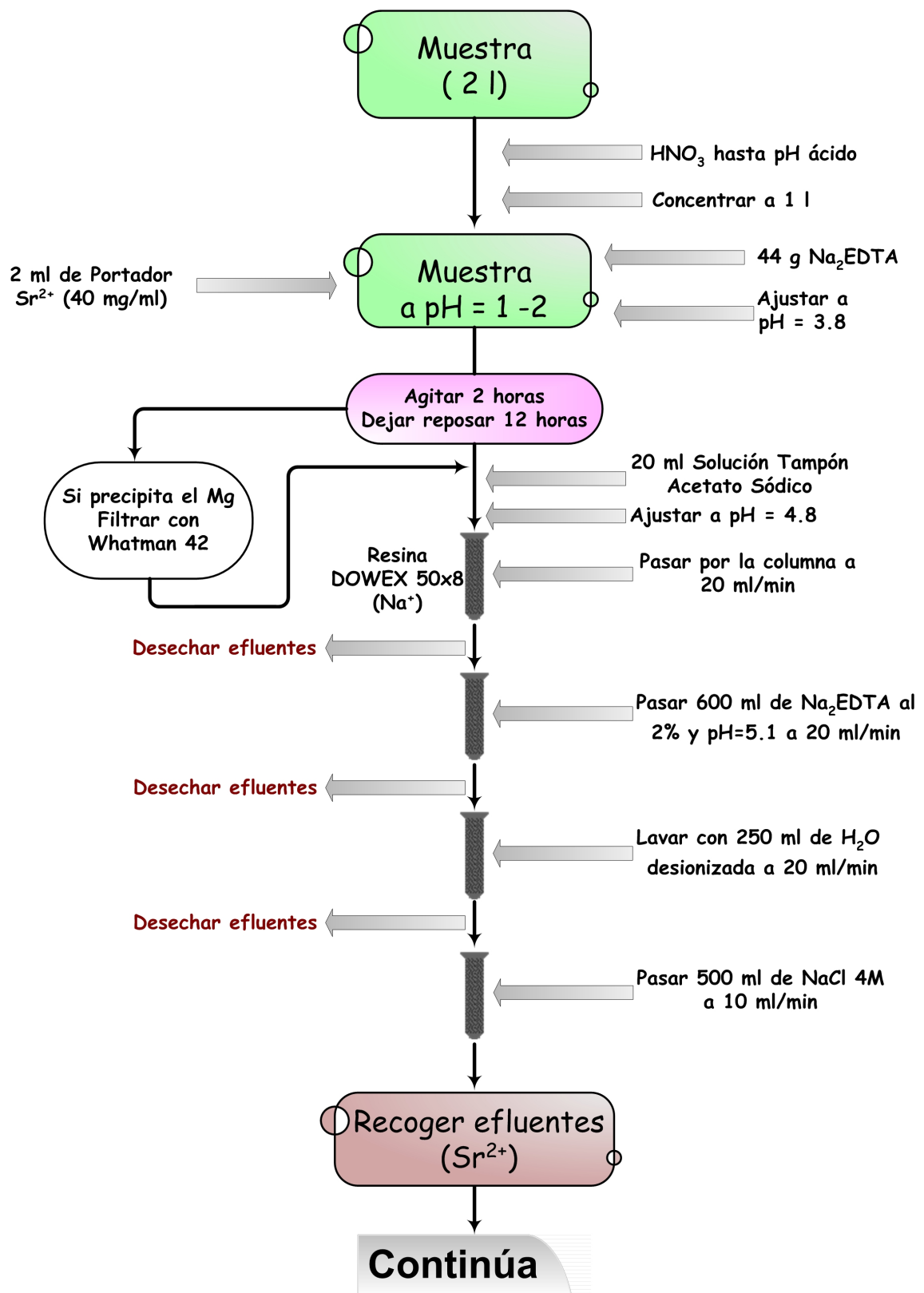


Figura 6.2. Separación del  $^{90}\text{Sr}$  mediante el procedimiento de intercambio iónico.

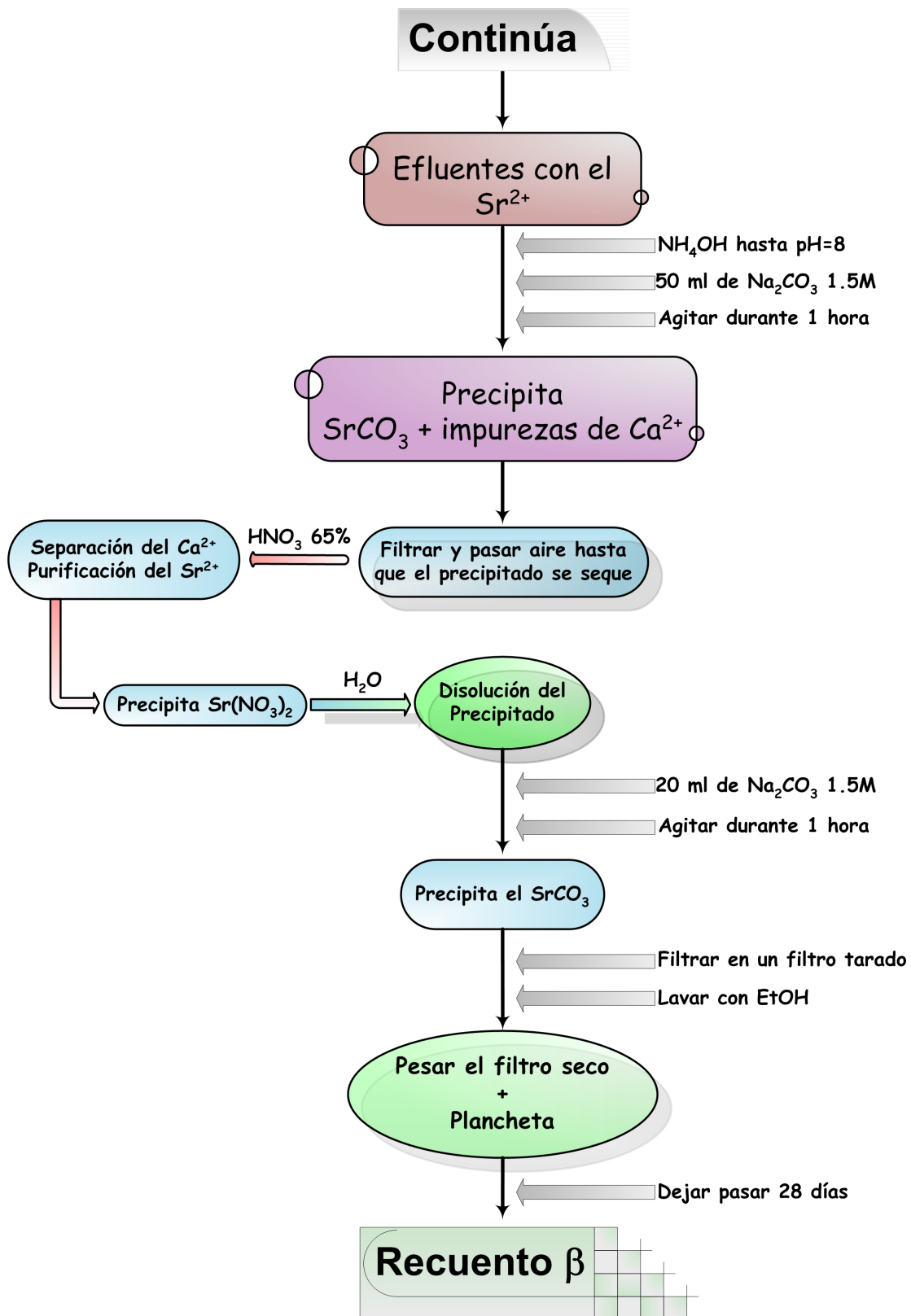


Figura 6.3. Separación del  $^{90}\text{Sr}$  mediante el procedimiento de intercambio iónico.

La determinación del rendimiento del proceso de separación radioquímica se realiza mediante la técnica de *Espectroscopía de Absorción Atómica*. Para ello, se envían las muestras al **Centro de Instrumentación Científica (C.I.C.)** de la **Universidad de Granada**, en donde son medidas en un espectrómetro de absorción atómica, marca **PERKIN ELMER**, modelo **5100**.

### 6.2.2. Método de separación por precipitación

El método de separación por precipitación se emplea en la determinación del estroncio radiactivo presente en las muestras de aerosoles. Para ello, los filtros de aerosoles, acumulados en un trimestre, 13 filtros, se someten a una preparación previa calcinándolos a  $450^{\circ}\text{C}$ , durante 24 horas.

Este procedimiento se basa en la separación del estroncio de los metales alcalinos y del calcio mediante precipitaciones sucesivas. La separación del bario, radio y plomo se lleva a cabo por medio de la precipitación de estos en forma de cromatos. El itrio y otros radionucleidos de las tierras raras se separan por precipitación como hidróxidos, adicionando un portador de hierro en medio básico.

Una vez realizada la separación del estroncio de todos los interferentes se precipita como  $\text{SrCO}_3$ , y se procede a su recuento en el contador proporcional o en los espectrómetros de centelleo líquido, pero previamente se ha de alcanzar el equilibrio secular entre el  $^{90}\text{Sr}$  y su hijo  $^{90}\text{Y}$ .

#### Procedimiento

En los diagramas de bloques de las **Figuras 6.4 y 6.5**, páginas 155 y 156, se muestra, esquemáticamente, el procedimiento de separación radioquímica por precipitación. En este procedimiento podemos distinguir las siguientes etapas [**Chieco, 1997**]:

##### I. *Preparación de la muestra.*

- A. Se toman los filtros correspondientes a la muestra del trimestre y se depositan en una capsula de porcelana.

- B. Añadimos 80 mg de portador  $\text{Sr}^{2+}$  (2 ml de la solución de  $\text{Sr}^{2+}$  de concentración  $40 \text{ mg}\cdot\text{ml}^{-1}$ ).
- C. Se calcina la muestra a  $450^\circ\text{C}$ , aumentando la temperatura lentamente, y la mantenemos a esa temperatura durante 24 horas.

## II. Ataque de la muestra.

- A. Transferir las cenizas a un vaso de precipitado.
- B. Añadir 100 ml de agua regia y evaporar prácticamente a sequedad. Repetir esta operación dos veces más con 50 ml de agua regia.
- C. Adicionar al residuo 50 ml de HCl al 20 %, previamente calentados, y agitar unos 10 min sin calefacción.
- D. Filtrar en un equipo de filtración *Sartorius* y guardar la solución resultante. Colocar el precipitado en el mismo vaso con el que se estaba trabajando, añadir de nuevo 50 ml de HCl al 20 %, previamente calentados, y agitar durante 10 min. Filtrar en el mismo equipo de filtración y adicionar la nueva solución a la anterior.
- E. Añadir a la solución resultante 1 ml de ácido orto-fosfórico concentrado ( $\text{H}_3\text{PO}_4$ ) y, a continuación, añadir  $\text{NH}_4\text{OH}$  concentrado hasta  $pH = 10.0$ .
- F. Agitar durante 30 min. Dejar reposar durante 1 hora y filtrar empleando un filtro *Whatman* 42. Lavar el precipitado con agua y secar unos minutos.
- G. Disolver el precipitado en la mínima cantidad posible de  $\text{HNO}_3$  al 65 % y lavar el filtro con la misma cantidad de agua destilada.

## III. Separación de los metales alcalinos y del calcio.

- A. Concentrar la solución anterior hasta 20 ml y añadir, **con precaución y bajo vitrina**, 50 ml de  $\text{HNO}_3$  fumante.
- B. Enfriar y dejar en reposo durante 30 min en un baño de hielo.
- C. Filtrar en un equipo de filtración *Sartorius* empleando un filtro de fibra de vidrio. Vigilar que todo el material esté bien seco, ya que de lo contrario se disolvería el  $\text{Sr}(\text{NO}_3)_2$ .
- D. Disolver el precipitado con la mínima cantidad posible de agua caliente.
- E. Concentrar la solución anterior hasta 20 ml y volver a añadir 50 ml de  $\text{HNO}_3$  fumante.
- F. Enfriar y dejar en reposo durante 30 min en un baño de hielo.



- G. Filtrar con un filtro de fibra de vidrio en un equipo de filtración *Sartorius*.
- H. Con 30 ml de agua caliente disolver el precipitado y lavar el filtro, recogiendo la solución en un vaso de precipitado de 100 ml.

#### IV. Separación del bario, radio y plomo.

- A. Añadir a la disolución anterior 5 mg de  $\text{Ba}^{2+}$  (0.5 ml de la solución portadora de  $\text{Ba}^{2+}$  de concentración  $10 \text{ mg}\cdot\text{ml}^{-1}$ ).
- C. Añadir  $\text{NH}_4\text{OH}$  hasta  $pH = 5.0 - 5.2$  (Utilizar pHmetro).
- D. Añadir 1.5 ml de la disolución tampón de  $pH = 5.2$ .
- E. Calentar hasta ebullición y añadir 0.5 ml de  $\text{Na}_2\text{CrO}_4$  1.5 M.
- F. Enfriar y filtrar con filtro de fibra de vidrio.
- G. Lavar dos veces el precipitado y el vaso con 5 ml  $\text{AcNH}_4$  al 0.5 %.
- H. Descartar el precipitado y transferir la disolución a un vaso de precipitado de 150 ml.

#### V. Separación del ytrio y de los radionucleidos de las tierras raras.

- A. Añadir 1 ml de  $\text{H}_2\text{O}_2$  al 6 % y 0.5 ml de la solución portadora de  $\text{Fe}^{3+}$  de concentración  $5 \text{ mg}\cdot\text{ml}^{-1}$ .
- B. Calentar con agitación hasta ebullición y mantener durante 10 min.
- C. Detener la calefacción y alcalinizar la solución hasta  $pH = 10.0$ . El pH óptimo de separación del Y se encuentra en el intervalo de  $10.0 - 10.3$ ; si el  $pH$  fuese superior a 10.5 podría precipitar el estroncio.
- D. Se deja enfriar y se filtra en un equipo de filtración *Sartorius* con filtro de fibra de vidrio. Se lava el precipitado con 10 ml de agua destilada y se desecha el filtro con el precipitado.
- E. Se anota el día y la hora de la precipitación del hidróxido de hierro como tiempo cero del crecimiento del  $^{90}\text{Y}$ .

#### VI. Purificación del estroncio.

- A. Se lleva la disolución a  $pH = 8.0$  y se adicionan 30 ml de una disolución 1.5 M de  $\text{Na}_2\text{CO}_3$ . Se agita durante 60 min precipitando el  $\text{SrCO}_3$ .

- B. Este precipitado se filtra utilizando un equipo de filtración *Sartorius* y un filtro de fibra de vidrio. Se lava el vaso y el precipitado con una disolución diluida de  $\text{Na}_2\text{CO}_3$  (0.1 M). Se desecha el filtrado y se deja secar el precipitado.
- C. Se adicionan sobre el precipitado 100 ml de  $\text{HNO}_3$ <sup>3</sup> al 65 % (sin desmontar el equipo de filtración y sin conectar el vacío). Una vez filtrado el  $\text{HNO}_3$  se vuelve a conectar el vacío y se deja secar el precipitado de  $\text{Sr}(\text{NO}_3)_2$ .
- D. El precipitado resultante se disuelve con agua y esta disolución se lleva hasta 100 ml, tomando a continuación una alícuota de 5 ml, al objeto de determinar del rendimiento químico.

### VII. Preparación de la plancheta para la medida.

- A. Se alcaliniza la disolución con  $\text{NH}_4\text{OH}$  al 30 % hasta  $\text{pH} = 8.0 - 9.0$  y se adicionan 20 ml de la disolución 1.5 M de  $\text{Na}_2\text{CO}_3$ . Agitamos durante 60 min, precipitando el  $\text{SrCO}_3$ .
- B. Se filtra utilizando un equipo de filtración *Sartorius* con un filtro *Whatman* 42, que previamente ha sido pesado.
- C. Se lava el vaso y el precipitado con una disolución 0.1 M de  $\text{Na}_2\text{CO}_3$ . Lavar el precipitado con EtOH.
- D. El filtro con el precipitado de  $\text{SrCO}_3$  se deposita sobre una plancheta y se seca hasta peso constante.
- E. Se guarda la plancheta más el precipitado en un desecador y se espera, al menos, 21 días para que se alcance el equilibrio secular entre el  $^{90}\text{Sr}$  y el  $^{90}\text{Y}$ , procediéndose a su medida.

---

<sup>3</sup>En esta etapa del procedimiento se lleva a cabo la transformación del  $\text{SrCO}_3$  a  $\text{Sr}(\text{NO}_3)_2$ , por esta razón el paso del  $\text{HNO}_3$  adicionado sobre el  $\text{SrCO}_3$  tiene que ser lento. Un paso rápido de la disolución del  $\text{HNO}_3$  puede disminuir el rendimiento químico de la separación.

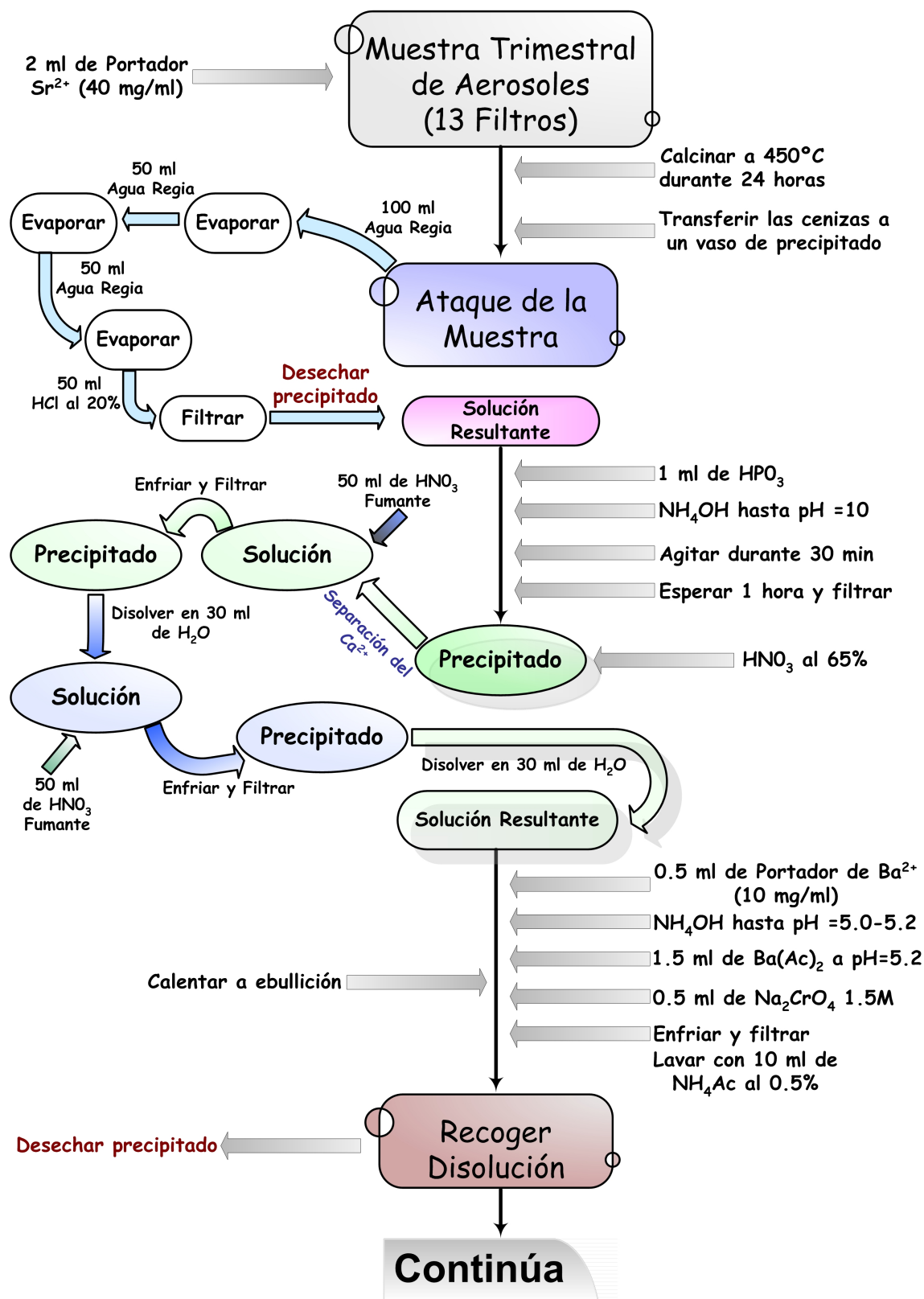


Figura 6.4. Separación del  $^{90}\text{Sr}$  mediante el procedimiento de precipitación.

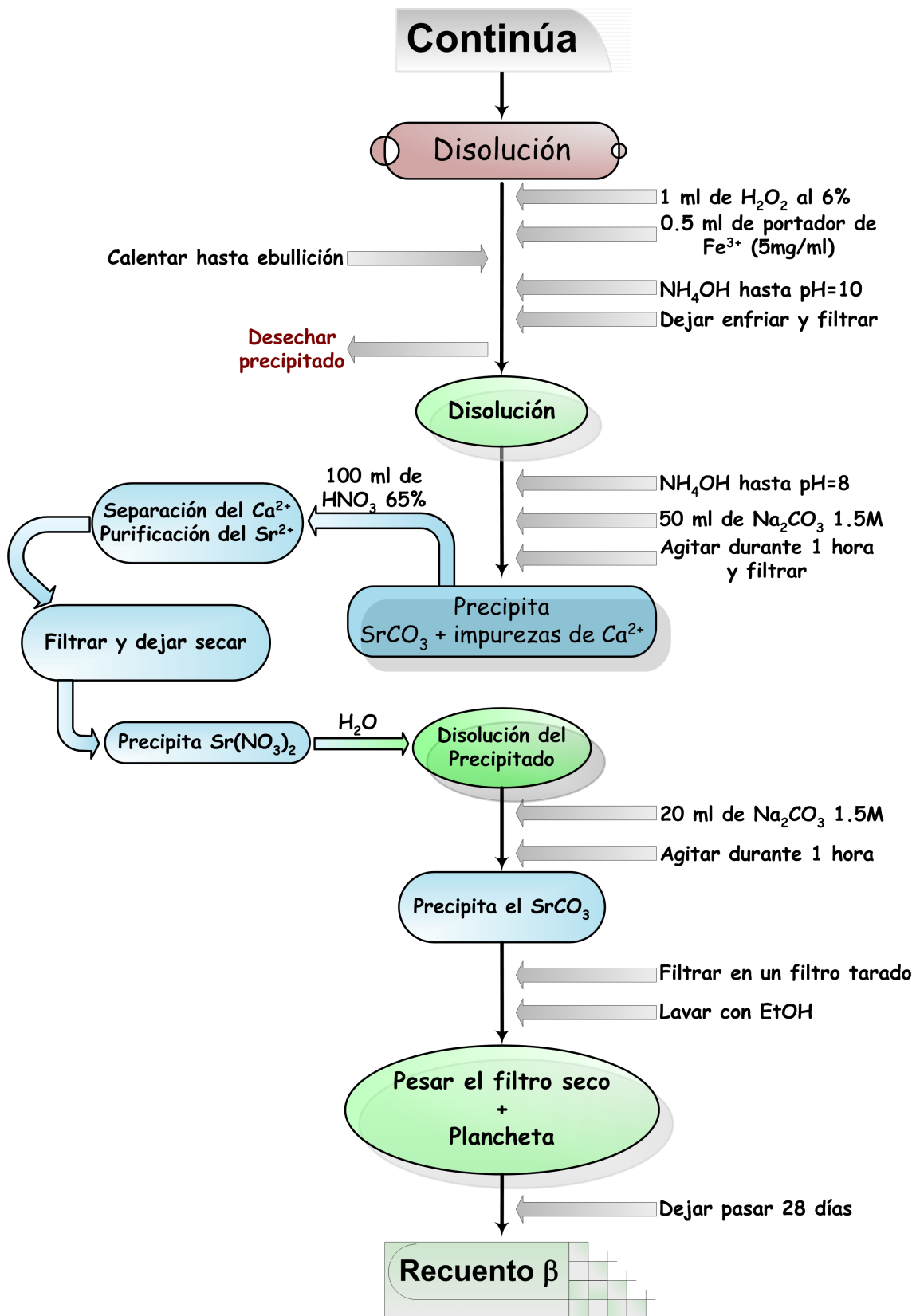


Figura 6.5. Separación del  $^{90}\text{Sr}$  mediante el procedimiento de precipitación.

### 6.3. Preparación y medida de los blancos

En este apartado vamos abordar la preparación de los blancos para la medida del  $^{90}\text{Sr}$  en las muestras de aerosoles y agua potable, y para ello, debemos considerar que en la determinación del  $^{90}\text{Sr}$  en el agua potable se ha empleado el método de separación radioquímica por intercambio iónico, mientras que en el caso de los aerosoles hemos utilizado el método de separación por precipitación.

#### 6.3.1. Blancos de las muestras de aerosoles

La preparación de estos blancos se realizó tomando trece filtros de nitrocelulosa a los que se les adicionaron 80 mg de  $\text{Sr}^{2+}$ , procediéndose a la separación química de éste mediante el método de precipitación. De esta forma se prepararon cinco blancos y se realizó su medida en el modo simultáneo durante 2400 min.

Los valores obtenidos para el blanco de aerosoles, en cada uno de los detectores, se muestran en la **Tabla 6.1**, página 158. En ella, se puede observar que en ninguno de los detectores se supera el valor de 1.0 cpm, correspondiendo el valor más bajo al detector 8, con  $0.52 \pm 0.02$  cpm, y el más alto al detector 5, con  $0.92 \pm 0.04$  cpm.

#### 6.3.2. Blancos de las muestras de agua potable

Para la preparación de estos blancos se tomaron dos litros de agua destilada a los que se le adicionaron 80 mg de  $\text{Sr}^{2+}$ , procediéndose a su separación mediante el método de intercambio iónico. Se prepararon cinco blancos y se realizó su medida en el modo simultáneo durante 2400 min.

Los valores obtenidos para los blancos de agua potable, en cada uno de los detectores, se muestran en la **Tabla 6.1**, página 158. En esta tabla se puede apreciar que los valores correspondientes a los blancos de agua potable son más elevados que los obtenidos para las muestras de aerosoles, encontrándose todos ellos por encima de las 0.8 cpm. Los valores más altos se alcanzan en los detectores situados en los extremos, correspondiendo al detector 5 el valor más alto, con  $1.26 \pm 0.2$  cpm, y el más bajo se alcanza en el detector 8 (detector central), con  $0.89 \pm 0.2$  cpm, al igual que ocurría en los blancos obtenidos para las muestras de aerosoles.

**Tabla 6.1.** Valores de los blancos del  $^{90}\text{Sr}$  para las muestras de aerosoles y agua.

Detectores	Blanco Aerosoles (cpm)	Blanco Agua (cpm)
<b>Detector 1</b>	$0.88 \pm 0.02$	$1.22 \pm 0.19$
<b>Detector 2</b>	$0.77 \pm 0.02$	$1.11 \pm 0.2$
<b>Detector 3</b>	$0.57 \pm 0.01$	$0.96 \pm 0.2$
<b>Detector 4</b>	$0.77 \pm 0.03$	$1.15 \pm 0.3$
<b>Detector 5</b>	$0.92 \pm 0.04$	$1.26 \pm 0.2$
<b>Detector 6</b>	$0.76 \pm 0.05$	$1.12 \pm 0.15$
<b>Detector 7</b>	$0.56 \pm 0.02$	$0.93 \pm 0.2$
<b>Detector 8</b>	$0.52 \pm 0.02$	$0.89 \pm 0.2$
<b>Detector 9</b>	$0.53 \pm 0.02$	$0.93 \pm 0.2$
<b>Detector 10</b>	$0.80 \pm 0.02$	$1.16 \pm 0.3$

## 6.4. Determinación de la actividad del $^{90}\text{Sr}$

La determinación de la actividad del estroncio radiactivo es una medida del estroncio radiactivo total, ya que ésta será la suma de las actividades del  $^{90}\text{Sr}$ ,  $^{90}\text{Y}$  y del  $^{89}\text{Sr}$ . Estos radionucleidos tienen un origen artificial, y, por tanto, su presencia en las muestras ambientales puede deberse a los ensayos de las armas nucleares realizados en la atmósfera [UNSCLEAR, 1988b], o bien, debido a acontecimientos nucleares recientes, es decir, a cualquier incidente producido en una instalación nuclear, sea ésta del ciclo de combustible o de la producción de energía eléctrica, en el que se haya liberado al medio ambiente estos radionucleidos. Por ello, sino ha habido ningún incidente, en el que se haya dispersado en el medio  $^{89}\text{Sr}$ , su presencia en las muestras ambientales será muy improbable, al poseer un período de semidesintegración de tan solo 50.55 días [Browne et al., 1978], que es lo suficientemente pequeño como para que haya decaído en su mayor parte desde que se realizaron los últimos ensayos de las armas nucleares.

La detección del  $^{89}\text{Sr}$  indicaría una contaminación ambiental reciente, por lo cuál la medida de la actividad del estroncio, generalmente, corresponderá al  $^{90}\text{Sr}$  y al  $^{90}\text{Y}$ .

### 6.4.1. Cálculo de la actividad del $^{90}\text{Sr}$

La determinación de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  se realiza una vez que se ha alcanzado el equilibrio secular con su hijo  $^{90}\text{Y}$ , es decir, deben transcurrir, como mínimo, 21 días desde la separación radioquímica hasta la medida de las muestras.

Las cpm debidas al  $^{90}\text{Sr}$  vendrán dadas por la ecuación:

$$V_{90\text{Sr}}(cpm) = \frac{cpm_m - cpm_b}{2} \quad (6.1)$$

donde:

$V_{90\text{Sr}}$ , son las cuentas por minuto debidas al  $^{90}\text{Sr}$ .

$cpm_m$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra.

$cpm_b$ , son las cuentas por minuto registradas en la ventana de medida cuando se realiza el contaje del blanco.

La actividad del  $^{90}\text{Sr}$ ,  $A_{90\text{Sr}}$ , expresada en Bq por unidad de volumen, se calcula mediante la siguiente expresión:

$$A_{90\text{Sr}} = \frac{V_{90\text{Sr}}}{60 \cdot V \cdot ef_{90\text{Sr}} \cdot f_{a\beta} \cdot R_q \cdot e^{(-\lambda_{90\text{Sr}} \cdot t)}} \quad (6.2)$$

donde:

$A_{90\text{Sr}}$ , es la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ , expresada en Bq por unidad de volumen.

$ef_{90\text{Sr}}$ , es la eficiencia de recuento del  $^{90}\text{Sr}$ , expresada en tanto por uno.

$f_{a\beta}$ , es el factor de autoabsorción beta, expresado en tanto por uno.

$R_q$ , es el rendimiento químico de la separación radioquímica, expresado en tanto por uno.

$e^{\lambda_{90\text{Sr}} \cdot t}$ , es el decaimiento en la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ .

$t$ , es el tiempo que ha transcurrido desde la toma de la muestra hasta su medida, expresado en las correspondientes unidades.

$V$ , es el volumen de la muestra, expresado en las correspondientes unidades.

#### 6.4.2. Cálculo del error asociado a la medida de la actividad del $^{90}\text{Sr}$

La incertidumbre asociada a la determinación de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ ,  $\mathcal{E}_{A_{90\text{Sr}}}$ , para un intervalo de confianza del 95 % ( $K=1.96$ ), se calcula mediante la expresión:

$$\mathcal{E}_{A_{90\text{Sr}}} = \frac{1.96}{60 \cdot V \cdot ef_{90\text{Sr}} \cdot f_{a\beta} \cdot R_q \cdot e^{(-\lambda_{90\text{Sr}} \cdot t)}} \cdot \sqrt{\frac{cpm_m}{T_{cpm_m}} + \frac{cpm_b}{T_{cpm_b}} + \dots} \quad (6.3)$$

$$\dots (60 \cdot V \cdot ef_{90\text{Sr}} \cdot f_{a\beta} \cdot R_q \cdot e^{(-\lambda_{90\text{Sr}} \cdot t)})^2 \cdot \left( \left( \frac{\mathcal{E}_{R_q}}{R_q} \right)^2 + \left( \frac{\mathcal{E}_{ef_{90\text{Sr}}}}{ef_{90\text{Sr}}} \right)^2 \right)$$

donde:

$\mathcal{E}_{A_{90\text{Sr}}}$ , es el error cometido en la medida de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ , expresado en Bq por unidad de volumen.

$\text{cpm}_m$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra.

$T_{\text{cpm}_m}$ , es el tiempo de medida de la muestra, expresado en min.

$\text{cpm}_b$ , son las cuentas por minuto registradas en la ventana de medida cuando se realiza el contaje del blanco.

$T_{\text{cpm}_b}$ , es el tiempo de medida del blanco, expresado en min.

$\text{ef}_{90\text{Sr}}$ , es la eficiencia de recuento del  $^{90}\text{Sr}$ , expresada en tanto por uno.

$\mathcal{E}_{\text{ef}_{90\text{Sr}}}$ , es la incertidumbre de la eficiencia de contaje del  $^{90}\text{Sr}$ , expresada en tanto por uno.

$f_{a\beta}$ , es el factor de autoabsorción beta, expresado en tanto por uno.

$R_q$ , es el rendimiento químico de la separación, expresado en tanto por uno.

$\mathcal{E}_{R_q}$ , es el error cometido en la determinación del rendimiento químico.

$e^{\lambda_{90\text{Sr}} \cdot t}$ , es el decaimiento en la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ .

$t$ , es el tiempo que ha transcurrido desde la toma de la muestra hasta su medida, expresado en las correspondientes unidades.

$V$ , es el volumen de la muestra expresado en las correspondientes unidades.

### 6.4.3. Cálculo del límite de detección de la medida del $^{90}\text{Sr}$

El límite de detección,  $L_{D_{90\text{Sr}}}$ , para un intervalo de confianza del 95.0 %, viene dado por la expresión:

$$L_{D_{90\text{Sr}}} = \frac{3.29}{60 \cdot V \cdot \text{ef}_{90\text{Sr}} \cdot f_{a\beta} \cdot R_q \cdot e^{(-\lambda_{90\text{Sr}} \cdot t)}} \cdot \sqrt{\frac{\text{cpm}_m}{T_{\text{cpm}_m}} + \frac{\text{cpm}_b}{T_{\text{cpm}_b}}} \quad (6.4)$$

donde:

$L_{D_{90\text{Sr}}}$ , es el límite de detección para la medida de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ , expresado en Bq por unidad de volumen.

$\text{cpm}_m$ , son las cuentas por minuto registradas de la muestra.

$T_{\text{cpm}_m}$ , es el tiempo de medida de la muestra, expresado en min.

$\text{cpm}_b$ , son las cuentas por minuto registradas en la ventana de medida cuando se realiza el contaje del blanco.

$T_{\text{cpm}_b}$ , es el tiempo de medida del blanco, expresado en min.

$\text{ef}_{90\text{Sr}}$ , es la eficiencia de recuento del  $^{90}\text{Sr}$ , expresada en tanto por uno.



$f_{\alpha\beta}$ , es el factor de autoabsorción beta, expresado en tanto por uno.

$e^{\lambda_{90\text{Sr}} \cdot t}$ , es el decaimiento en la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ .

$t$ , es el tiempo que ha transcurrido desde la toma de la muestra hasta su medida, expresado en las correspondientes unidades.

$V$ , es el volumen de la muestra expresado en las correspondientes unidades.

## 6.5. Estudio de las analogías y diferencias en la medida del $^{90}\text{Sr}$ empleando distintos métodos

La determinación del  $^{90}\text{Sr}$ , hasta la adquisición del contador proporcional de bajo fondo, en el año 2000, se realizaba mediante la medida en los espectrómetros de centelleo líquido, marca **PACKARD**, modelos **TRI-CARB 4640** y **TRI-CARB 1500**. Por ello, en este apartado vamos a estudiar si existen diferencias significativas entre los resultados obtenidos mediante los dos espectrómetros de centelleo líquido y los determinados mediante el contador proporcional de bajo fondo, marca **BERTHOLD**, modelo **LB-770-2/5**.

### 6.5.1. Calibrado de los espectrómetros de centelleo líquido

#### Determinación de la ventana de medida

Antes de realizar una medida en un espectrómetro de centelleo líquido debemos fijar la posición del discriminador superior,  $UL^4$ , y la del discriminador inferior,  $LL^5$ . Para ello, hay que determinar la posición inicial de los dos discriminadores a partir del espectro de emisión beta del radionucleido que se desea medir, empleándose para este fin una muestra patrón de dicho radionucleido.

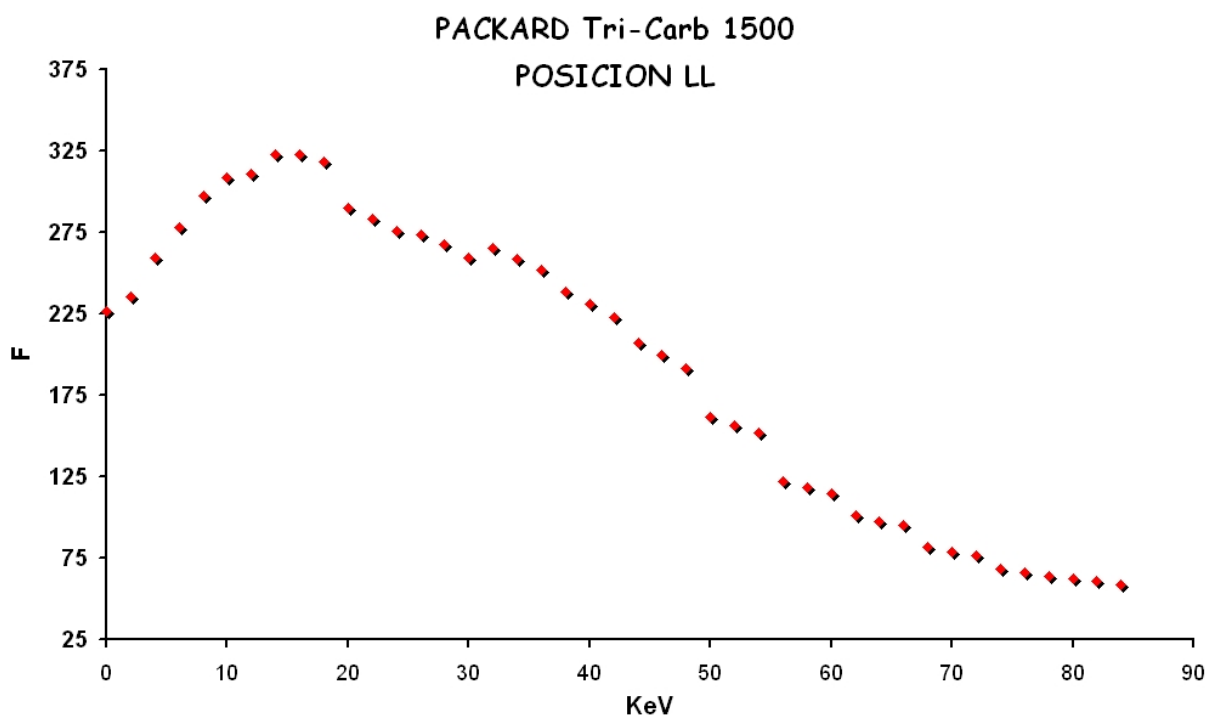
Las posiciones óptimas de los discriminadores se obtienen mediante el criterio del **Factor de Mérito**, fijando la posición de uno de ellos y modificando la del otro hasta obtener un factor de mérito máximo. Una vez fijada la posición óptima de uno de los discriminadores se procede de igual manera con la del otro, quedando, de esta forma, establecida la ventana de medida, que es característica de cada radionucleido.

---

<sup>4</sup>Del inglés *Upper Level*.

<sup>5</sup>Del inglés *Low Level*.

Para determinar la ventana de medida en el espectrómetro de centelleo líquido **TRI-CARB 1500** se procedió del modo descrito anteriormente, es decir, en primer lugar se obtuvo el espectro del  $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$ , y a partir de éste, se dedujo la posición inicial del *UL*, 650 KeV, y la del *LL*, 0 KeV. A continuación, se determinó la posición óptima del discriminador inferior dejando fija la posición del *UL* y modificando la del *LL* desde 0 KeV hasta los 100 KeV, en intervalos de 2 KeV, y se representó como variaba el factor de mérito frente a la posición del *LL* obteniendo la **Figura 6.6**, donde se puede apreciar que el valor máximo de *F* se alcanza para los 15 KeV.



**Figura 6.6.** Factor de mérito obtenido para el discriminador inferior. Tiempo de medida 100 min. Intervalos de 2 KeV.

Una vez determinada la posición del *LL* se procedió de igual forma con el *UL*, y para ello, se modificó su posición desde los 15 KeV hasta los 500 KeV, en intervalos de 10 KeV. A continuación, se representó el factor de mérito frente a la posición del *LL* y se obtuvo la **Figura 6.7**, página 163, a partir de la cuál se determinó que el factor de mérito máximo se alcanzaba para valores superiores a los 270 KeV. Por tanto, la ventana de medida en el espectrómetro de centelleo líquido **TRI-CARB 1500** se fijó en 15 KeV para el *LL* y en 300 para el *UL*.

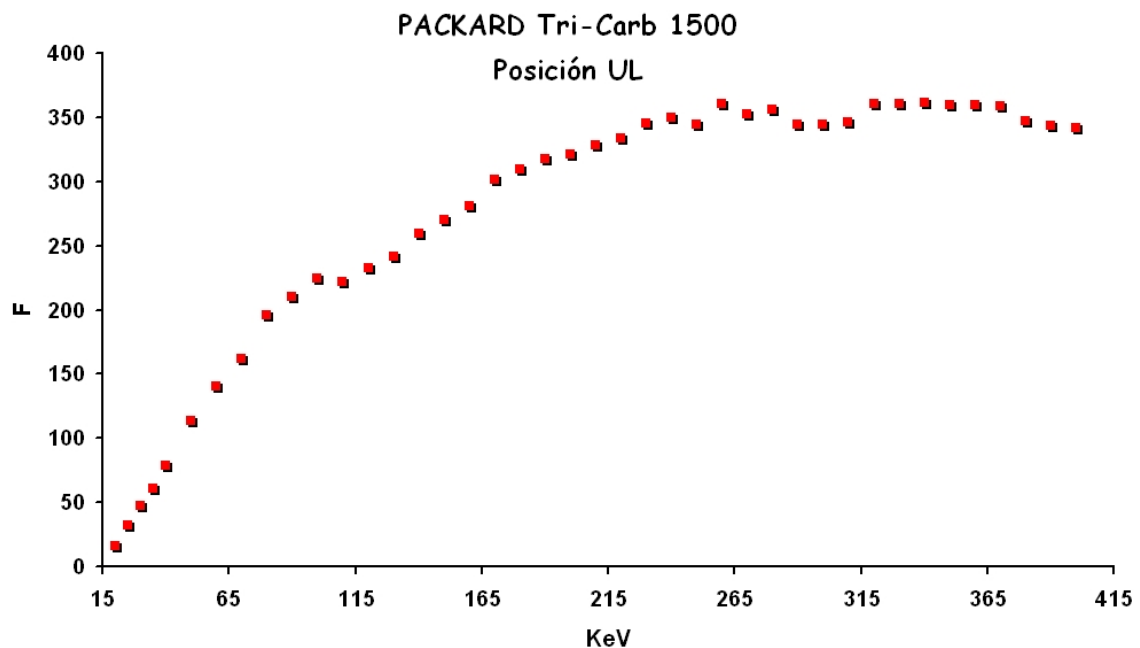


Figura 6.7. Factor de mérito obtenido para el discriminador superior. Tiempo de medida 100 min. Intervalos de 10 KeV.

En el caso del espectrómetro de centelleo líquido **TRI-CARB 4640** la posición óptima de la ventana de medida se fijó en 15 KeV para el *LL* y en 400 KeV para el *UL* [Camacho García, 2000].

### Calibrado en eficiencias

La medida mediante un espectrómetro de centelleo líquido se basa, como ya se indicó en el **Capítulo 2**, en la transformación de la energía de las partículas  $\beta$  en energía luminosa, mediante el empleo de sustancias centelleadoras en estado líquido. Este proceso puede ser distorsionado o interrumpido por algunos fenómenos que se agrupan bajo la denominación común de extinción o *quenching*, que originan una variación en la forma del espectro, hecho que se emplea en su cuantificación.

Uno de los métodos más usados en la determinación del *quenching* es el denominado **método del patrón externo** [Gibson, J. A. B., 1980]. Este método se basa en el empleo de una fuente patrón externa, constituida por un emisor gamma encapsulado, que se sitúa en las proximidades del vial de recuento, produciéndose la interacción de la radiación gamma con el cocktail de centelleo, lo que origina la formación de electrones Compton. Estos electrones se van a comportar de igual forma que las partículas  $\beta$  emitidas por la muestra radiactiva, y por tanto, darán lugar a un espectro cuya forma y localización dependerá del *quenching* de la muestra, ya que éste origina un desplazamiento del espectro hacia zonas de baja energía [Kessler, 1991].

El método del patrón externo presenta variaciones dependiendo del emisor gamma empleado y del criterio elegido para medir el desplazamiento del espectro. En el caso del espectrómetro **TRI-CARB 4640** la cuantificación del *quenching* viene dada por el **SIE**<sup>6</sup>, que emplea como fuente patrón externa el  $^{226}\text{Ra}$  [TRI-CARB 4640, 1982].

El **SIE** de una muestra es un valor relativo, ya que los equipos son calibrados de manera que tome valores comprendidos entre 0, para muestras con mucha extinción, y 1000 para muestras sin extinción, y su valor nos indica el punto final del espectro Compton, que es independiente del radionucleido presente en la muestra y de su actividad. Para obtener el valor del **SIE** se irradia la muestra, con la fuente patrón externa de  $^{226}\text{Ra}$ , durante 15 s, antes de comenzar su medida, obteniéndose el correspondiente espectro y, a continuación, el valor del **SIE** como su punto final.

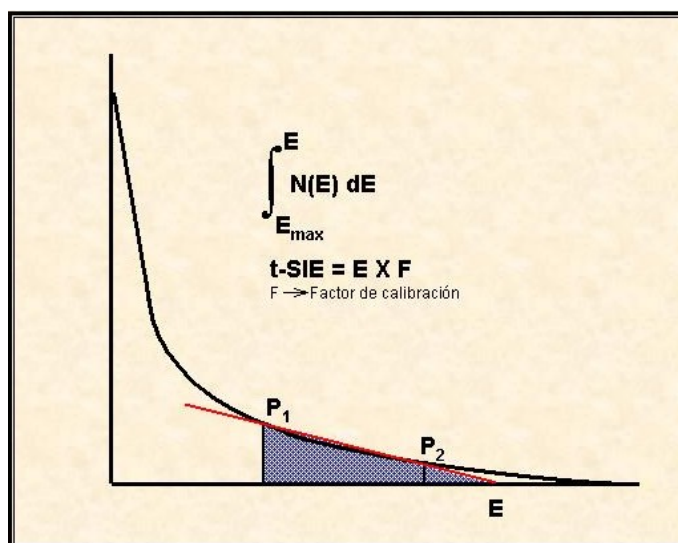
El espectrómetro de centelleo líquido **TRI-CARB 1500** determina el *quenching* mediante el parámetro **t-SIE**<sup>7</sup>, empleando como fuente patrón externa el radionucleido  $^{133}\text{Ba}$  [TRI-CARB 1500, 1987]. En este caso, el valor del **t-SIE** se determina transformando el espectro Compton mediante la técnica **RST**<sup>8</sup>, obteniéndose el espectro transformado de la **Figura 6.8**, página 165, y a partir de él se calcula la energía del punto final,  $E$ , tomando dos puntos,  $P_1$  y  $P_2$ , y se traza por ellos una recta que corte con el eje de abscisas.

---

<sup>6</sup>Del inglés *Spectral Index of the External Standard*

<sup>7</sup>Del inglés *Transformed Spectral Index of the External Standard*

<sup>8</sup>Del inglés *Reverse Spectral Transform*



**Figura 6.8.** Espectro Compton transformado.

El valor final del **t-SIE** se establece en función de un factor de calibración  $F$ , obtenido mediante un patrón de  $^{14}\text{C}$  sin *quenching*, empleando la ecuación [Kessler, 1998]:

$$t-SIE = F \times E$$

El calibrado en eficiencia de un espectrómetro de centelleo líquido se realiza evaluando como varía la eficiencia de contaje en función del parámetro de extinción, para a continuación ajustar los datos a un polinomio de segundo grado, mediante la expresión:

$$Ef = A + B \cdot X + C \cdot X^2$$

donde:

$Ef$ , es la eficiencia de contaje para el valor  $x$  del parámetro de extinción, expresada en tanto por uno.

$A$ ,  $B$ ,  $C$ , son los parámetros de ajuste del polinomio de segundo grado.

$X$ , es el valor del parámetro empleado para determinar la extinción.

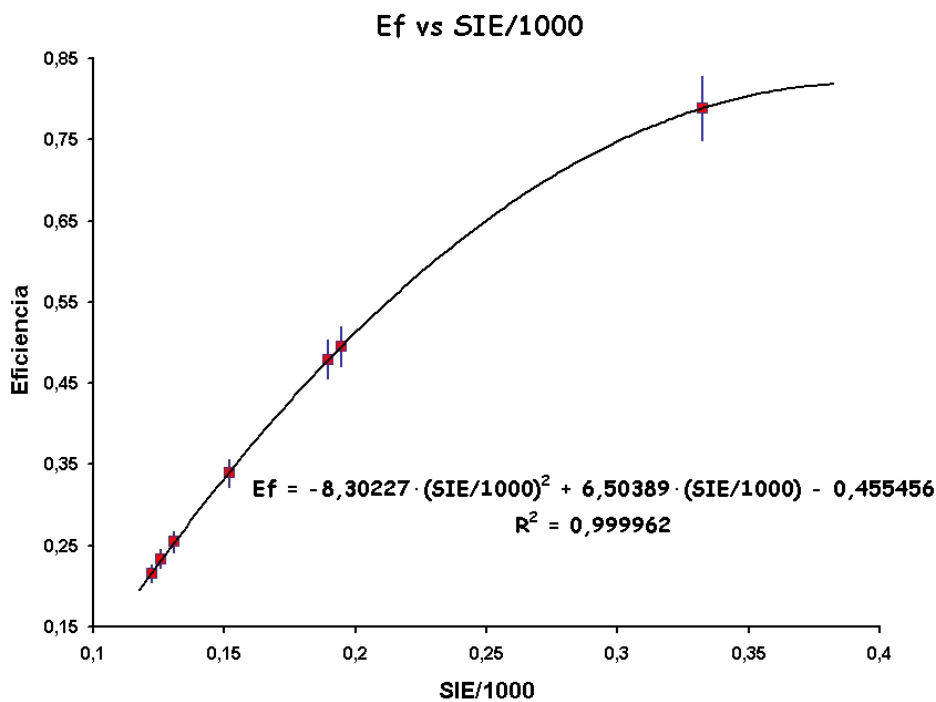
Para determinar la eficiencia de contaje se prepararon siete viales a partir de la disolución patrón de  $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$ , con referencia **MRC-2000-073**, a los que se le adicionaron volúmenes crecientes de  $\text{Cl}_4\text{C}$  como agente extintor, figurando en la **Tabla 6.2**, página 166, la actividad añadida del patrón y del agente extintor. Cada uno de estos viales se midieron durante 100 min en los dos espectrómetro de centelleo líquido y se obtuvieron las correspondientes curvas

de calibrado.

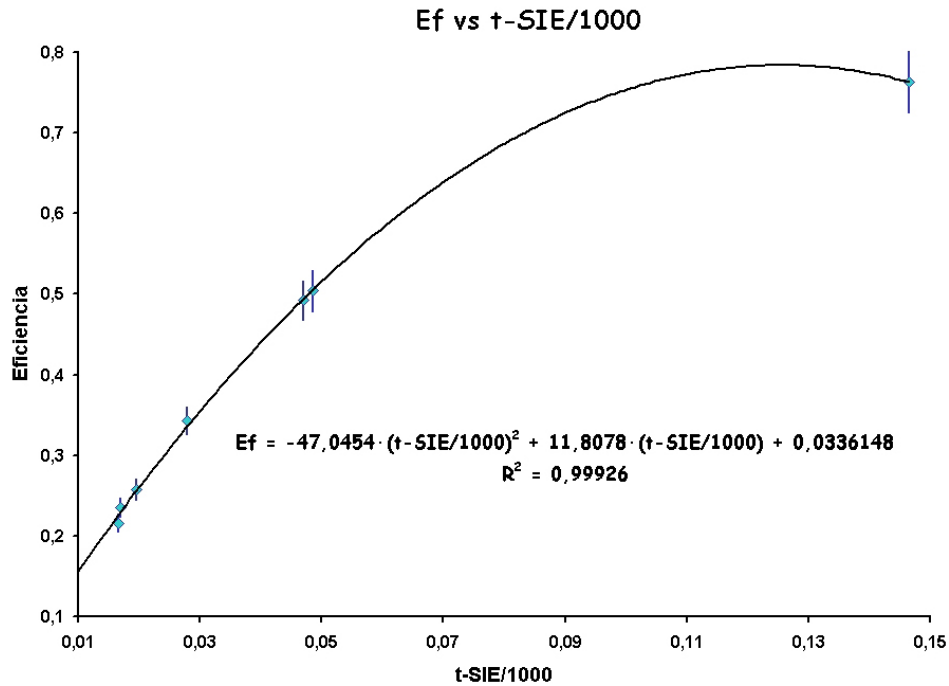
**Tabla 6.2.** Características de los viales patrón de  $^{90}\text{Sr}/^{90}\text{Y}$ .

Nº de Vial	Volumen de $\text{Cl}_4\text{C}$ ( $\mu\text{l}$ )	Actividad Añadida (Bq)
1	0	$18.98 \pm 0.03$
2	25	$18.98 \pm 0.03$
3	50	$19.00 \pm 0.03$
4	75	$18.97 \pm 0.03$
5	100	$18.99 \pm 0.03$
6	125	$18.99 \pm 0.03$
7	150	$18.97 \pm 0.03$

En las **Figuras 6.9** y **6.10**, página 166, se muestran las curvas  $Ef$  vs  $SIE$  y  $Ef$  vs  $t-SIE$ , correspondientes a los espectrómetro **TRI-CARB 4640** y **TRI-CARB 1500**. Como se puede apreciar en ellas el valor de  $R^2$  se encuentra muy próximo a 1, indicándonos que la ecuación propuesta reproduce de forma adecuada el comportamiento de la eficiencia de conteo en función del *quenching*.



**Figura 6.9.** Curva de eficiencia del espectrómetro de centelleo líquido **TRI-CARB 4640**.



**Figura 6.10.** Curva de eficiencia del espectrómetro de centelleo líquido **TRI-CARB 1500**.

En la **Tabla 6.3** se muestran los valores obtenidos para los parámetros **A**, **B**, y **C**, así como, los correspondientes coeficientes de correlación.

**Tabla 6.3.** Parámetros de ajuste de las ecuaciones que relacionan la eficiencia con la extinción de la muestra.

Espectrómetro	A	B	C	R <sup>2</sup> (%)
<b>TRI-CARB 4640</b>	-0.455 ± 0.006	6.50 ± 0.06	-8.3 ± 0.12	99.996
<b>TRI-CARB 1500</b>	0.034 ± 0.008	11.8 ± 0.3	47 ± 2	99.926

### 6.5.2. Calibrado del contador proporcional

El calibrado del contador proporcional **Berthold LB 770-2/5** se realizó según lo expuesto en el **Capítulo 3**, llevándose a cabo la medida en el modo simultáneo en la ventana beta.

### 6.5.3. Contraste de la medida del $^{90}\text{Sr}$

El objetivo que se persigue con este contraste es determinar si existen errores sistemáticos, es decir, responder a la pregunta: *¿Proporcionan los distintos métodos empleados resultados significativamente más altos o más bajos?*. Para ello, se comparan los dos métodos a diferentes concentraciones, representando en el eje de ordenadas los resultados obtenidos por uno de los dos métodos y en el de abscisas los obtenidos por el otro. En estas circunstancias, cada punto del gráfico representa una única muestra analizada por los dos métodos. Si los resultados obtenidos para una misma muestra, por ambos métodos, son iguales, la recta de regresión tendrá una ordenada en el origen igual a cero, y una pendiente y un coeficiente de correlación igual a 1. En la práctica, esta situación ideal, no se va a producir, ya que aún estando libre de errores sistemáticos, los errores aleatorios provocan que los resultados obtenidos por los dos métodos difieran [Miller, James N. y Miller, Jane C., 2002].

A continuación, determinaremos si existen diferencias significativas en la medida del  $^{90}\text{Sr}$  mediante los espectrómetros de centelleo líquido y el contador proporcional, aplicando la técnica estadística de la regresión lineal. Para ello, en primer lugar, adicionamos a 10 matraces de 50 ml las actividades que figuran en la **Tabla 6.4**, y a partir de cada uno de ellos, se tomaron alícuotas de 5 ml que se adicionaron a los correspondientes viales y planchetas, preparando un total de 30 viales y 30 planchetas con las actividades que figuran en la **Tabla 6.5**, páginas 169. Los viales se midieron en los espectrómetros de centelleo líquido **TRI-CARB 4640** y **TRI-CARB 1500**, durante 1000 min, y las planchetas en el contador proporcional de bajo fondo, empleando el mismo tiempo de medida.

**Tabla 6.4.** Características de los matraces patrón de  $^{90}\text{Sr}$  /  $^{90}\text{Y}$ .

Matraz	Actividad Añadida (Bq)	Actividad Específica (Bq·g <sup>-1</sup> )
<b>Matraz A</b>	11.312 ± 0.015	0.223 ± 0.018
<b>Matraz B</b>	20.38 ± 0.03	0.40 ± 0.03
<b>Matraz C</b>	27.88 ± 0.04	0.55 ± 0.04
<b>Matraz D</b>	39.15 ± 0.06	0.77 ± 0.06
<b>Matraz E</b>	47.32 ± 0.07	0.93 ± 0.08
<b>Matraz F</b>	55.97 ± 0.08	1.10 ± 0.09
<b>Matraz G</b>	65.12 ± 0.10	1.28 ± 0.11
<b>Matraz H</b>	74.36 ± 0.11	1.47 ± 0.12
<b>Matraz I</b>	83.84 ± 0.13	1.65 ± 0.14
<b>Matraz J</b>	93.45 ± 0.14	1.84 ± 0.15



Tabla 6.5. Actividades adicionadas a los viales y a las planchetas.

Muestras	Viales	Planchetas	
	Actividad Añadida (Bq)	Actividad Añadida (Bq)	Espesor ( $\text{mg cm}^{-2}$ )
Muestra A1	$1.24 \pm 0.09$	$1.22 \pm 0.09$	$5.295 \pm 0.007$
Muestra A2	$1.22 \pm 0.09$	$1.22 \pm 0.09$	$5.515 \pm 0.007$
Muestra A3	$1.22 \pm 0.09$	$1.22 \pm 0.09$	$5.178 \pm 0.007$
Muestra B1	$2.23 \pm 0.17$	$2.20 \pm 0.17$	$6.076 \pm 0.008$
Muestra B2	$2.20 \pm 0.17$	$2.21 \pm 0.17$	$5.971 \pm 0.008$
Muestra B3	$2.20 \pm 0.17$	$2.20 \pm 0.17$	$6.090 \pm 0.008$
Muestra C1	$3.0 \pm 0.2$	$3.0 \pm 0.2$	$6.126 \pm 0.008$
Muestra C2	$3.0 \pm 0.2$	$3.0 \pm 0.2$	$6.054 \pm 0.008$
Muestra C3	$3.0 \pm 0.2$	$3.0 \pm 0.2$	$6.190 \pm 0.008$
Muestra D1	$4.3 \pm 0.3$	$4.2 \pm 0.3$	$6.048 \pm 0.008$
Muestra D2	$4.2 \pm 0.3$	$4.2 \pm 0.3$	$6.031 \pm 0.008$
Muestra D3	$4.2 \pm 0.3$	$4.3 \pm 0.3$	$6.069 \pm 0.008$
Muestra E1	$5.2 \pm 0.4$	$5.1 \pm 0.4$	$6.031 \pm 0.008$
Muestra E2	$5.1 \pm 0.4$	$5.1 \pm 0.4$	$6.021 \pm 0.008$
Muestra E3	$5.1 \pm 0.4$	$5.1 \pm 0.4$	$6.093 \pm 0.008$
Muestra F1	$6.1 \pm 0.5$	$6.0 \pm 0.4$	$6.296 \pm 0.008$
Muestra F2	$6.1 \pm 0.5$	$6.0 \pm 0.4$	$6.515 \pm 0.009$
Muestra F3	$6.0 \pm 0.5$	$6.1 \pm 0.5$	$6.120 \pm 0.008$
Muestra G1	$7.1 \pm 0.5$	$7.0 \pm 0.5$	$7.646 \pm 0.010$
Muestra G2	$7.0 \pm 0.5$	$7.0 \pm 0.5$	$6.568 \pm 0.009$
Muestra G3	$7.1 \pm 0.5$	$7.1 \pm 0.5$	$6.211 \pm 0.008$
Muestra H1	$8.1 \pm 0.6$	$8.1 \pm 0.6$	$6.099 \pm 0.008$
Muestra H2	$8.0 \pm 0.6$	$8.1 \pm 0.6$	$7.795 \pm 0.010$
Muestra H3	$8.1 \pm 0.6$	$8.0 \pm 0.6$	$7.790 \pm 0.010$
Muestra I1	$9.1 \pm 0.7$	$9.1 \pm 0.7$	$6.995 \pm 0.009$
Muestra I2	$9.0 \pm 0.7$	$9.1 \pm 0.7$	$7.374 \pm 0.010$
Muestra I3	$9.0 \pm 0.7$	$9.1 \pm 0.7$	$6.163 \pm 0.008$
Muestra J1	$10.2 \pm 0.8$	$10.1 \pm 0.8$	$6.205 \pm 0.008$
Muestra J2	$10.1 \pm 0.8$	$10.1 \pm 0.8$	$7.950 \pm 0.011$
Muestra J3	$10.1 \pm 0.8$	$10.1 \pm 0.8$	$8.706 \pm 0.012$

Una vez realizadas las medidas, se procedió a determinar si los resultados obtenidos por los tres equipos difieren del valor teórico. Para ello, se calcularon las diferencias,  $d$ , entre la actividad específica teórica y la obtenida experimentalmente, cumpliéndose que si no existen

diferencias significativas entre los resultados experimentales y los teóricos, entonces las diferencias se obtienen de una población con media  $\mu_d = 0$ .

El contraste para determinar si  $n$  resultados emparejados se extraen de la misma población, se lleva a cabo mediante las siguientes hipótesis:

$$H_0 : \mu_d = 0$$

$$H_1 : \mu_d \neq 0$$

Para contrastar cual de las hipótesis planteadas se cumple hay que determinar si  $\bar{d}$  difiere significativamente de cero, y para ello, se calcula el estadístico  $t$ :

$$t_{\text{calculado}} = \left| \bar{d} \cdot \sqrt{\frac{n}{S_d}} \right|$$

donde:

$\bar{d}$ , es la media de las diferencias entre el valor medido y el teórico.

$n$ , es el número de muestras medidas.

$S_d$ , es la desviación estándar de las diferencias.

El valor tabulado de  $t$ , para  $n-1$  grados de libertad y para un intervalo de confianza del 95.0% ( $P = 0.05$ ), es de  $t_9 = 2.26$ . En la **Tabla 6.6** se muestran los valores de  $\bar{d}$ ,  $S_d$  y  $t_{\text{calculado}}$  obtenidos para cada uno de los métodos de medida. En todos los casos, se cumple que:  $t_{\text{calculado}} < t_{\text{tabulado}}$ , y por tanto, se rechaza la hipótesis alternativa: los tres métodos no proporcionan resultados significativamente diferentes de los valores teóricos.

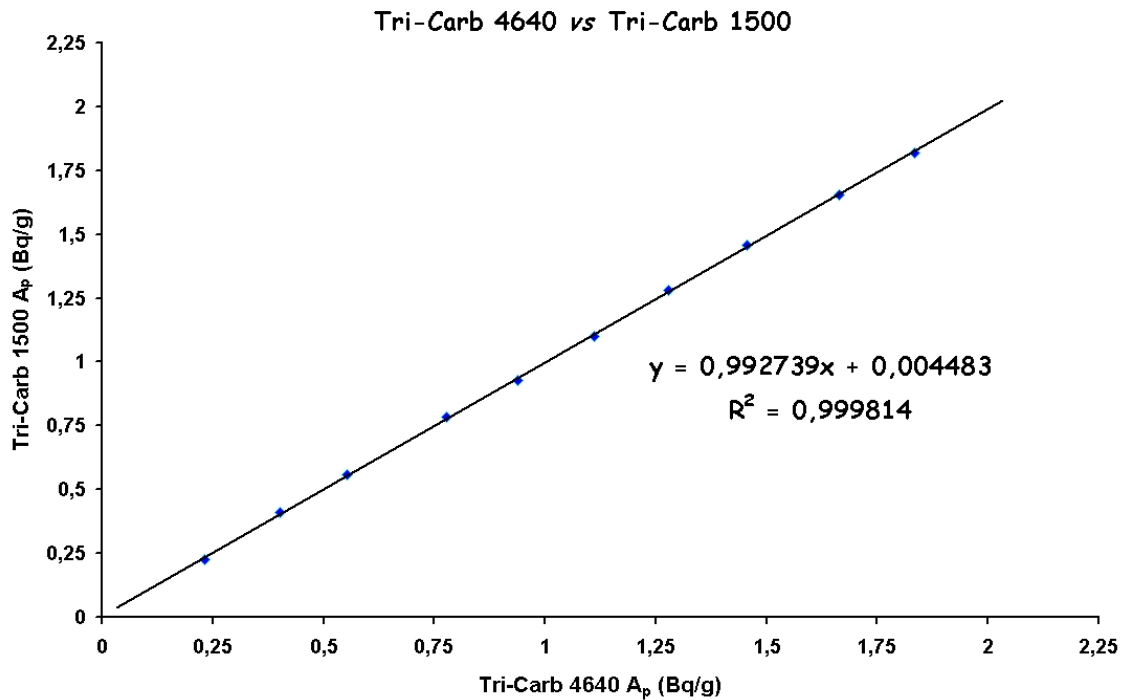
**Tabla 6.6.** Resultados del contraste de la actividad específica entre el valor teórico y los valores medidos.

	$\bar{d}$	$S_d$	$t_{\text{calculado}}$
<b>Berthold LB-770-2/5</b>	-0.003953782	0.014489134	0.103870331
<b>TRI-CARB 4640</b>	-0.00135617	0.008091315	0.047676531
<b>TRI-CARB 1500</b>	0.001599266	0.010717653	0.048850694

### Contraste de los resultados obtenidos en la medida del $^{90}\text{Sr}$ cuando se emplean los dos espectrómetros de centelleo líquido

Una vez determinada la actividad específica de cada uno de los matraces, mediante los dos espectrómetros de centelleo líquido, se procedió a representar la actividad medida en el espectrómetro **TRI-CARB 4640** frente a la medida en el **TRI-CARB 1500**, ajustando los puntos

a una línea recta como se muestra en la **Figura 6.11**. A continuación, se calculó la ordenada en el origen y la pendiente, así como, sus correspondientes intervalos de confianza. Los resultados se muestran en la **Tabla 6.7**, página 173.



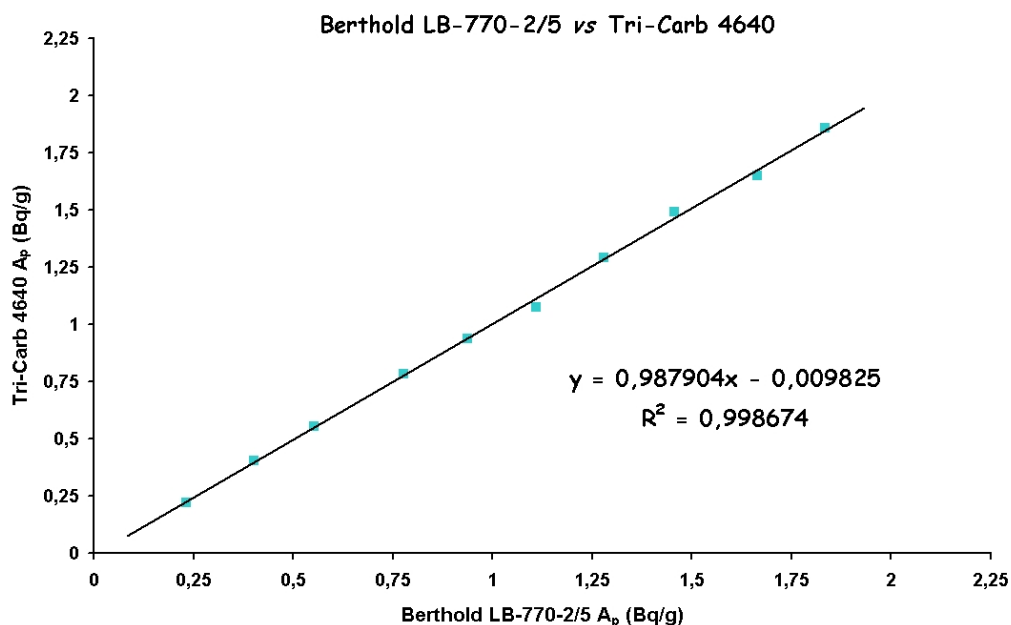
**Figura 6.11.** Comparación de la actividad específica medida en los dos espectrómetros de centelleo líquido.

El coeficiente de correlación determinado para el ajuste lineal es igual a 99.9814%, lo que nos indica que los datos se ajustan razonablemente bien al modelo lineal. La ordenada en el origen es de 0.00448258, con límites de confianza superior e inferior, para una probabilidad del 95.0%, de 0.01712949 y  $-0.00816433$ , respectivamente, incluyendo este intervalo el valor ideal de cero. La pendiente de la recta es de 0.992739, con un intervalo de confianza, para una probabilidad del 95.0% de 1.003779647 a 0.981698353, que incluye el valor 1.0 del modelo ideal. Por todo ello, podemos concluir que la medida del  $^{90}\text{Sr}$  mediante los dos espectrómetros de centelleo líquido no proporciona resultados estadísticamente diferentes, para un intervalo de confianza del 95.0%.

### Contraste de los resultados obtenidos en la medida del $^{90}\text{Sr}$ cuando se emplea un contador proporcional de bajo fondo frente a los obtenidos mediante los dos espectrómetros de centelleo líquido

Una vez calculada la actividad específica mediante el contador proporcional **BERTHOLD LB-770-2/5**, se procedió a compararla con los resultados obtenidos mediante los espectrómetros de centelleo líquido **TRI-CARB 4640** y **TRI-CARB 1500**, obteniendo las **Figuras 6.12** y **6.13**, página 173. A continuación, se ajustaron los puntos a un recta y se calculó la pendiente y la ordenada en el origen, así como, sus respectivos intervalos de confianza para una probabilidad del 95.0 %, figurando estos resultados en la **Tabla 6.7**, página 173.

Los valores obtenidos de la pendiente y la ordenada en el origen, en las dos situaciones contempladas, muestran que sus intervalos de confianza contienen el valor 0 para la ordenada en el origen y el 1 para la pendiente, y por ello, podemos concluir que no existen diferencias significativas en la medida del  $^{90}\text{Sr}$  al realizarla en el contador proporcional o en los espectrómetro de centelleo líquido.



**Figura 6.12.** Comparación de la actividad específica medida mediante el contador proporcional y el espectrómetro de centelleo líquido **TRI-CARB 4640**.

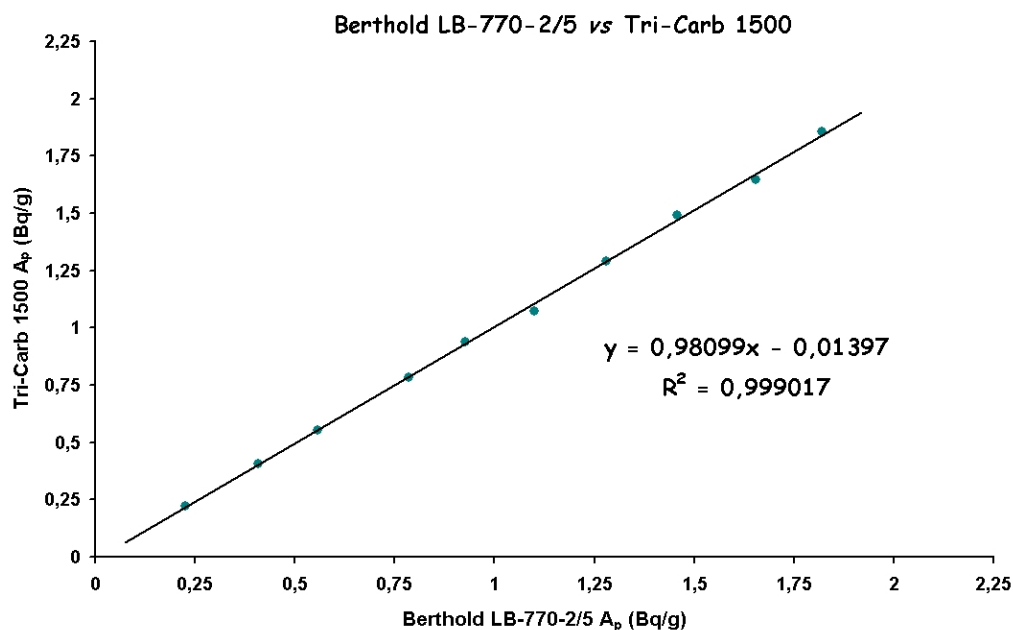


Figura 6.13. Comparación de la actividad específica medida mediante el contador proporcional y el espectrómetro de centelleo líquido **TRI-CARB 1500**.

Tabla 6.7. Contraste de la actividad específica medida mediante los tres equipos.

<b>Ordenada en el Origen (O.O)</b>				
	O.O (Bq/g)	$S_{O.O}$ (Bq/g)	$O.O \pm t_{0,05,8} \cdot S_{O.O}$ (Bq/g)	$R^2$ (%)
<b>4640 vs 1500</b>	0.00448258	0.00548621	$0.004 \pm 0.013$	99.98
<b>LB-770-2/5 vs 4640</b>	0.00982504	0.01464	$0.01 \pm 0.03$	99.87
<b>LB-770-2/5 vs 1500</b>	0.0139699	0.0125185	$0.01 \pm 0.03$	99.90
<b>Pendiente (m)</b>				
	m (Bq/g)	$S_m$ (Bq/g)	$m \pm t_{0,05,8} \cdot S_m$ (Bq/g)	$R^2$ (%)
<b>4640 vs 1500</b>	0.992739	0.0047894	$0.99 \pm 0.011$	99.98
<b>LB-770-2/5 vs 4640</b>	0.987904	0.0127252	$0.99 \pm 0.03$	99.87
<b>LB-770-2/5 vs 1500</b>	0.98099	0.0108811	$0.98 \pm 0.03$	99.90

## 6.6. Conclusiones

*El análisis estadístico de los resultados obtenidos por los diferentes métodos empleados en la determinación del  $^{90}\text{Sr}$ , nos ha permitido establecer que no existen diferencias significativas entre las medidas realizadas en el contador proporcional y las realizadas en los espectrómetros de centelleo líquido.*

*Por otra parte, debemos considerar que la calibración del contador proporcional para la medida del  $^{90}\text{Sr}$  nos ha permitido disminuir su LID asociado, ya que éste se encuentra comprendido en el intervalo  $34.6 - 57.0 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  para los espectrómetros de centelleo líquido, mientras que en el contador proporcional el LID fluctúa entre los  $2.2 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y los  $5.8 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , es decir, es de un orden de magnitud inferior. Estas diferencias son debidas a que el fondo asociado a la medida en los espectrómetros de centelleo líquido es más elevado que el del contador proporcional.*

## PARTE III

---

---

### *Discusión de los Resultados*

---

---





---

# Capítulo 7

## Estudio estadístico de los resultados

---

### 7.1. Introducción

En este capítulo se presenta el estudio estadístico de los resultados obtenidos para los *índices de actividad alfa total, beta total, beta resto y  $^{90}\text{Sr}$* , en las muestras de aerosoles y agua potable, a lo largo del período de muestreo 2000 - 2004. Para ello, realizaremos un estudio de los estadísticos descriptivos que caracterizan al conjunto de datos, en el que pondremos de manifiesto las características e irregularidades existentes, calculando los estadísticos que se detallan a continuación: *media, mediana, media geométrica, desviación típica, valor mínimo, valor máximo, rango, coeficiente de asimetría, coeficiente de curtosis, error típico de curtosis y error típico de asimetría*. Una vez obtenidos todos ellos, determinaremos el tipo de distribución muestral que poseen los datos y estudiaremos si existe correlación entre los índices de actividad alfa total, beta total, beta resto y  $^{90}\text{Sr}$ .

En el caso de los aerosoles, estudiaremos la correlación de las actividades determinadas<sup>1</sup> para los radionucleidos  $^7\text{Be}$ ,  $^{40}\text{K}$ ,  $^{214}\text{Bi}$  y  $^{210}\text{Pb}$  [Azahara et al., 2004] con los índices de actividad alfa total y beta total medidos en estas muestras.

Las muestras de aerosoles se tomaron semanalmente mediante la bomba de aspiración marca **RADECO**, modelo **AVS-28A**, descrita en el **Capítulo 2**, utilizando un caudal de aspiración de  $50 \text{ l}\cdot\text{min}^{-1}$ . El número total de filtros colectados durante el período de muestreo ha sido de 261. El punto de muestreo de los aerosoles se encuentra situado en el **Laboratorio de Radioquímica y Radiología Ambiental**, del **Departamento de Química Inorgánica**, de

---

<sup>1</sup>La medida de estos radionucleidos se realizó con el espectrómetro gamma descrito en el **Capítulo 2**.

la **Facultad de Ciencias**, de la **Universidad de Granada**, situado a una altitud de 670 m, y posee las siguientes coordenadas geográficas:

- ⊙ **Longitud:** 03° 36' 37.5" W.
- ⊙ **Latitud:** 37° 10' 46.6" N.

Las muestras de agua potable se han tomado mensualmente, a mediados de cada mes, dentro de dicho laboratorio, durante el mismo período de muestreo que el de los aerosoles. El número total de muestras colectadas ha sido de 60.

## 7.2. Muestras de aerosoles

### 7.2.1. Estudio de la variabilidad de la actividad alfa total

En las **Figuras**<sup>2</sup> 7.1, 7.2 y 7.3, páginas 179, 180 y 181, se muestra la variación semanal de la actividad alfa y el peso de aerosoles depositado en cada una de las muestras. En estas figuras se puede observar que los valores más altos de la actividad alfa se alcanzan en los meses de julio y agosto, que están caracterizados por largos períodos anticiclónicos y escasez de lluvias<sup>3</sup>.

#### Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad alfa total

En cualquier análisis estadístico, la primera aproximación a los datos se realiza mediante la obtención de los estadísticos descriptivos. En la **Tabla 7.1**, página 181, se muestra el valor obtenido de la media, mediana, media geométrica, desviación típica, valor mínimo, valor máximo, rango, curtosis y los valores de los percentiles del 25 %, 50 % y 75 %.

El valor mínimo de la actividad alfa es de  $5.838 \cdot 10^{-05} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y su valor máximo es de  $1.056 \cdot 10^{-03} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , con un rango de  $9.976 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . La media del conjunto de datos es de  $2.794 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , con una desviación típica de  $1.634 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . El percentil del 25 % se alcanza a los  $1.582 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , el del 50 % a los  $2.532 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y el del 75 % a los  $3.578 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ .

---

<sup>2</sup>La presencia de valores inferiores al *LID* se muestran en los gráficos mediante una discontinuidad para la actividad alfa, mientras que la ausencia de datos se muestra mediante una discontinuidad tanto en la actividad alfa como en el peso depositado.

<sup>3</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

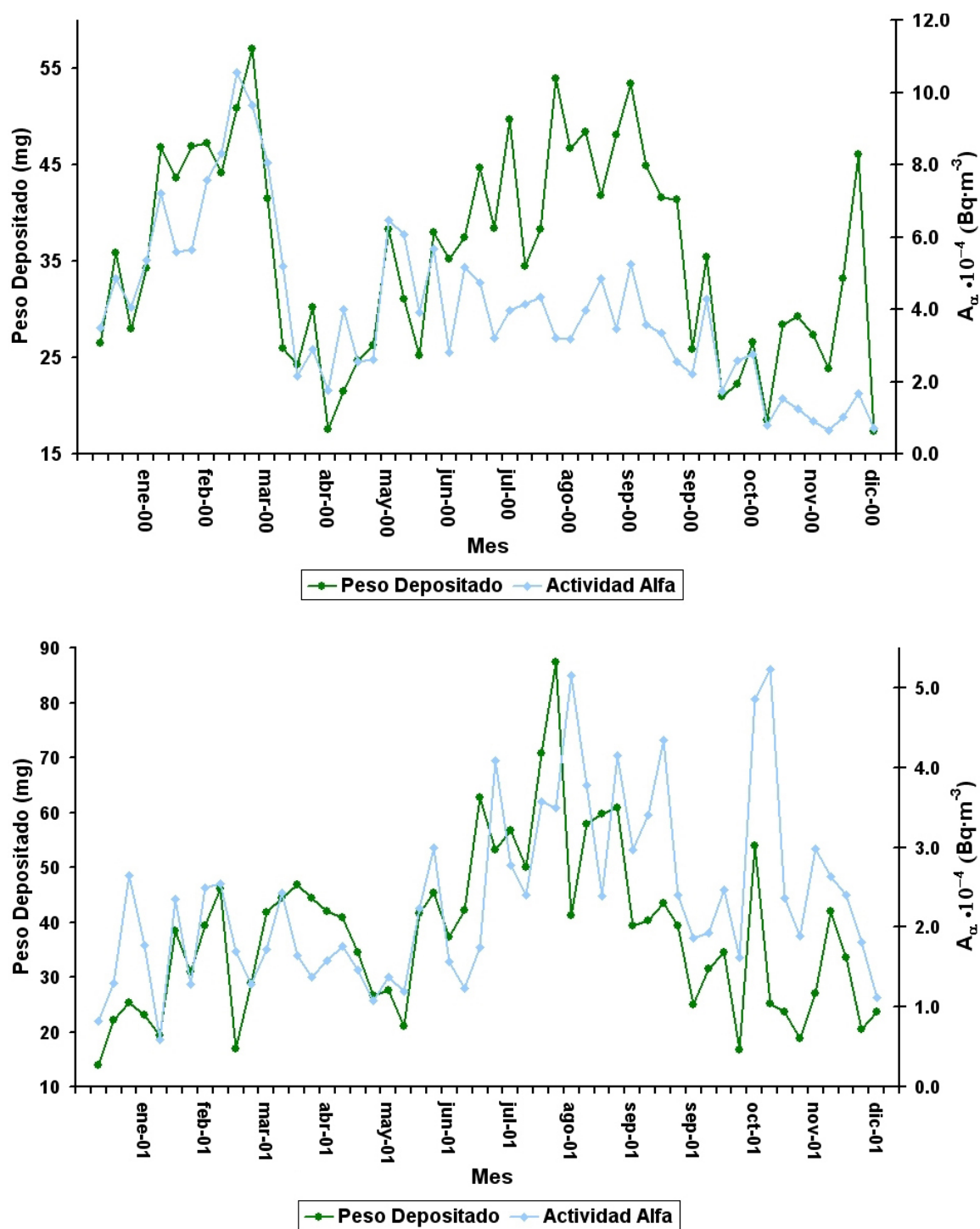


Figura 7.1. Variación de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles de los años 2000 y 2001.

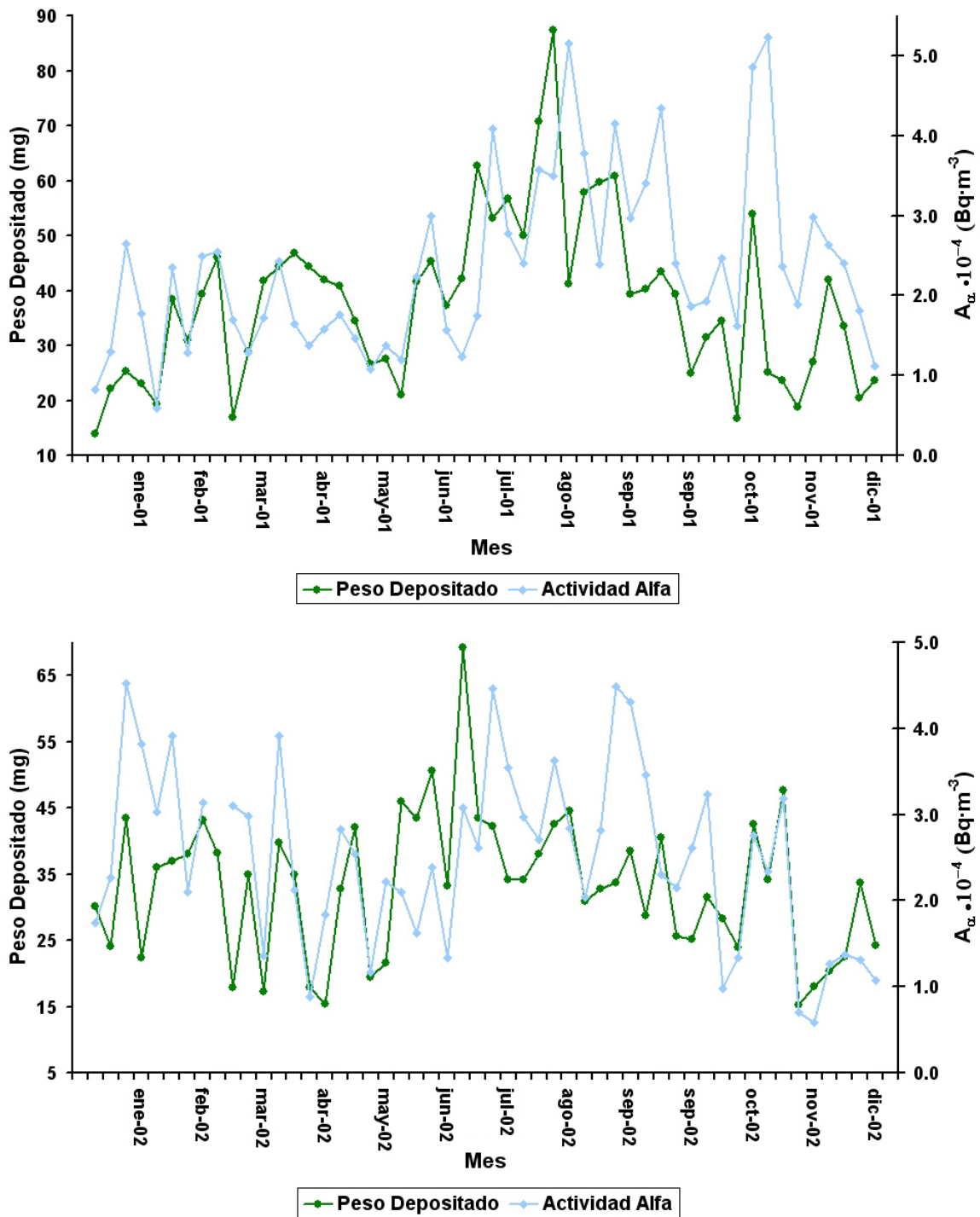


Figura 7.2. Variación de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles de los años 2002 y 2003.

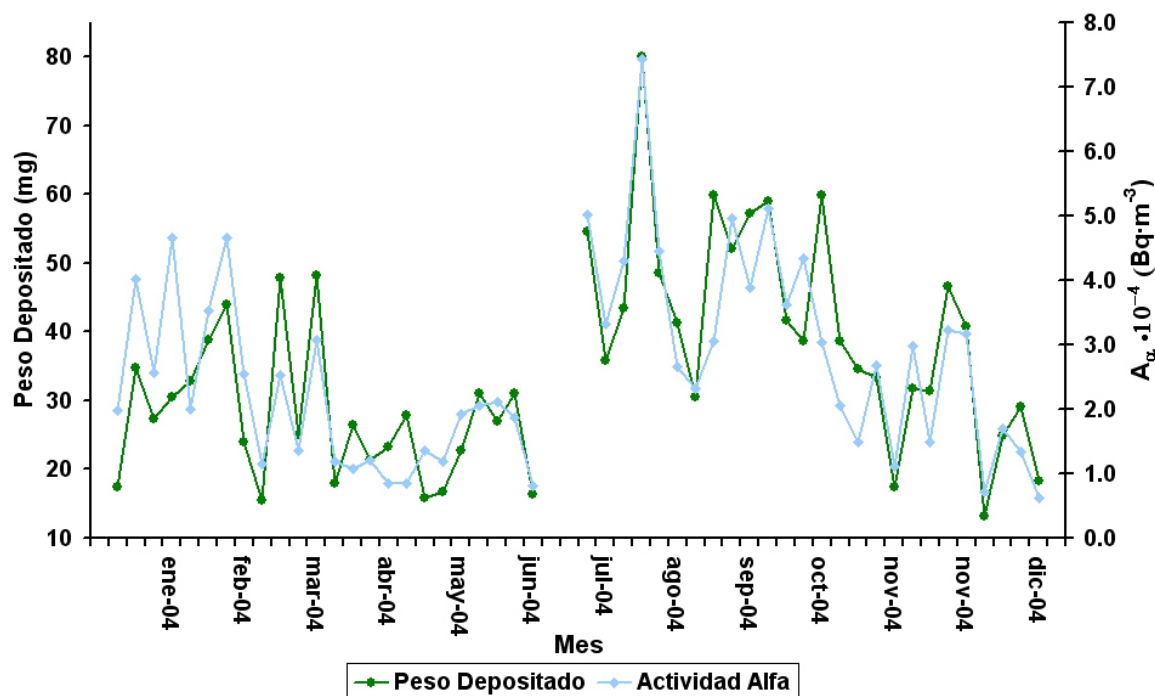


Figura 7.3. Variación de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles del año 2004.

Tabla 7.1. Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total en las muestras de aerosoles.

Actividad Alfa Total ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )			
<b>Nº Total de Datos</b>	261	<b>Datos con <math>A &gt; \text{LID}</math></b>	258
<b>Media (M)</b>	$2.794 \cdot 10^{-04}$	<b>Desviación Típica (DT)</b>	$1.634 \cdot 10^{-04}$
<b>Mediana (Me)</b>	$2.532 \cdot 10^{-04}$	<b>Media Geométrica (MG)</b>	$2.373 \cdot 10^{-04}$
<b>Valor Máximo</b>	$1.056 \cdot 10^{-03}$	<b>Valor Mínimo</b>	$5.838 \cdot 10^{-05}$
<b>Rango</b>	$9.976 \cdot 10^{-04}$		
<b>Curtosis</b>	3.092	<b>Error típ. de curtosis</b>	$3.021 \cdot 10^{-01}$
<b>Asimetría</b>	1.409	<b>Error típ. de asimetría</b>	$1.520 \cdot 10^{-01}$
<b>Percentiles</b>			
<b>25 %</b>	$1.582 \cdot 10^{-04}$		
<b>50 %</b>	$2.532 \cdot 10^{-04}$		
<b>75 %</b>	$3.578 \cdot 10^{-04}$		

Uno de los estadísticos descriptivos calculado es el **coeficiente de asimetría** que nos informa sobre el grado de asimetría de la distribución de los datos en torno a la media, es

adimensional y se calcula mediante la expresión:

$$A_s = \left[ \sum_{i=1}^k (x_j - \bar{x})^3 \right] \cdot \left[ \frac{1}{N \cdot S^3} \right] \quad (7.1)$$

Las colas de una curva de distribución muestral están constituidas por los valores alejados de la media, que reciben el nombre de **valores extremos**. Una variable es asimétrica cuando la cola de un lado es más larga que la del otro y simétrica si ambas colas son iguales. En función del valor de  $A_s$  podemos considerar las siguientes situaciones:

- Si  $A_s > 0$  la distribución será asimétrica a la derecha. La cola de la derecha es más larga que la de la izquierda.
- Si  $A_s = 0$  la distribución será simétrica. Ambas colas son igual de largas.
- Si  $A_s < 0$  la distribución será asimétrica a la izquierda. La cola de la izquierda es más larga que la de la derecha.

El coeficiente de asimetría,  $A_s$ , que hemos obtenido para los datos es igual 1.409, lo que nos indica que la distribución es asimétrica hacia la derecha.

Por otra parte, el **coeficiente de curtosis o de apuntamiento** es una medida del grado en que las observaciones se agrupan en torno a un punto central, es decir, nos proporciona información sobre la normalidad de un conjunto de datos. Para el cálculo del coeficiente de curtosis se emplea la expresión:

$$G_2 = \left[ \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^k (x_j - \bar{x})^4 \cdot n_i \right] \cdot \left[ \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^k (x_j - \bar{x})^2 \cdot n_i \right]^2 - 3 \quad (7.2)$$

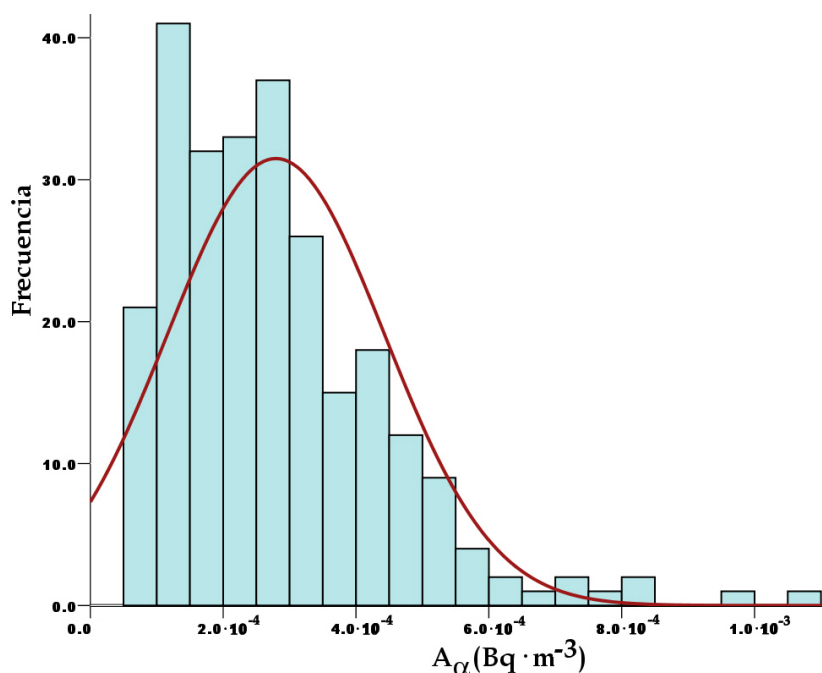
En función del valor de  $G_2$  podemos decir que una distribución es **mesocúrtica**<sup>4</sup> cuando  $G_2 = 0$ ; una distribución es **leptocúrtica**<sup>5</sup> si  $G_2 > 0$ , y se caracteriza por un centro apuntado y colas engrosadas; una distribución con  $G_2 < 0$  es **platicúrtica**<sup>6</sup>, y se caracteriza por un centro aplanado y colas afinadas. En nuestro caso, el valor de  $G_2 = 3.092$  por lo que tendríamos una distribución leptocúrtica, hecho que queda reflejado en la **Figura 7.4**, página 183.

---

<sup>4</sup>Apuntamiento igual al de la distribución normal.

<sup>5</sup>Apuntamiento mayor que el de la distribución normal.

<sup>6</sup>Apuntamiento menor que el de la distribución normal.



**Figura 7.4.** Histograma de frecuencias de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles.

El cociente del coeficiente de curtosis entre su error típico se emplea como una prueba de normalidad, es decir, se puede rechazar la normalidad si la razón es menor que -2 o mayor que +2. Un valor alto y positivo de curtosis indica que las colas son más largas que las de una distribución normal; por el contrario, un valor negativo indica que las colas son más cortas, similares a las de una distribución uniforme con forma de caja. En nuestro caso, este cociente es igual a 10.235 y, por tanto, los datos no se ajustarían a una distribución normal.

Por otro parte, el cociente entre el coeficiente de asimetría y el error típico de asimetría también puede emplearse con una prueba de la normalidad de los datos, rechazándose la normalidad si la razón es menor que -2 o mayor que +2, ya que un valor alto y positivo de este cociente indica una cola larga a la derecha, y un valor extremo y negativo indica una cola larga a la izquierda. El resultado obtenido para este cociente es de 9.270, por lo que la distribución de los datos presenta una cola larga hacia la derecha.

Los dos resultados anteriores los podemos contrastar mediante el gráfico **PP-Normal** de la **Figura 7.5**, página 184, en el que se representan las proporciones acumuladas de la actividad alfa total frente a las proporciones acumuladas esperadas si la muestra proviniera de una distribución normal, cumpliéndose que si la muestra procede de una distribución normal los puntos se concentrarán en torno a la recta diagonal, y como se puede apreciar en dicha figura los puntos se alejan de la diagonal, por lo que los datos no se ajustan a la distribución

normal.

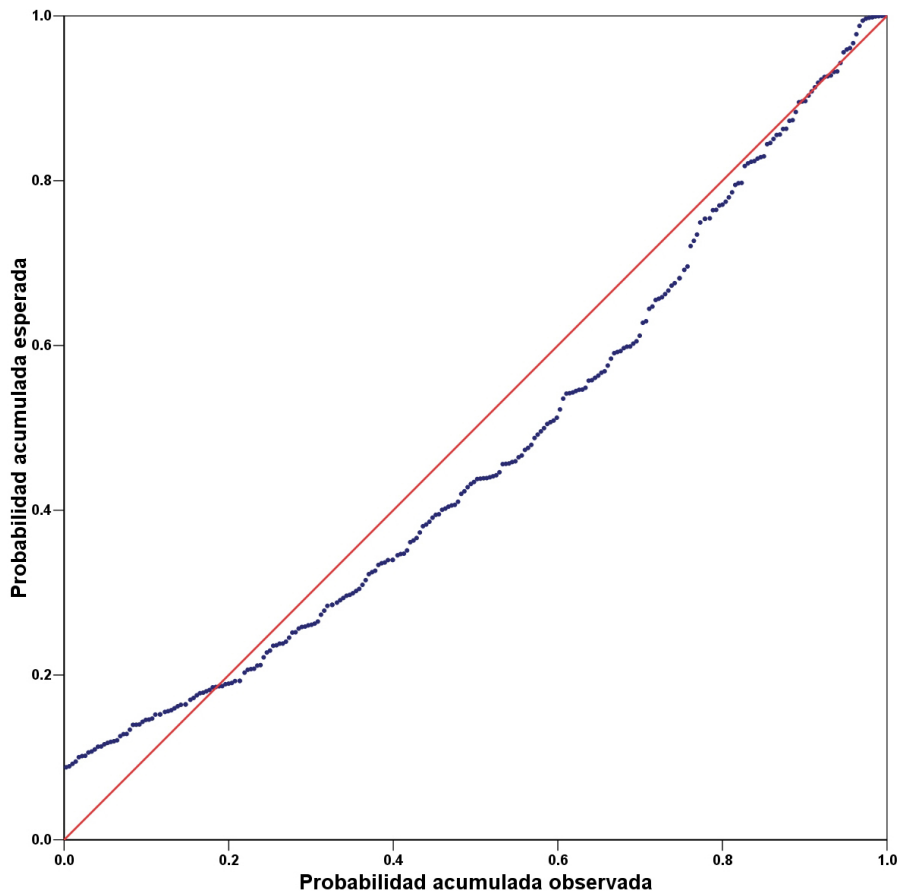


Figura 7.5. Gráfico PP-Normal de la actividad alfa total.

Lo descrito anteriormente nos obliga a buscar la distribución más apropiada para los datos de la actividad alfa total. Para ello, vamos a determinar si los datos pertenecen a una *distribución uniforme, exponencial, normal o log-normal*, empleando el test no paramétrico de **Kolmogorov-Smirnov**.

El contraste de *Kolmogorov-Smirnov* es un test empleado en la determinación de la bondad de ajuste, y se aplica sólo a variables continuas. Mediante este test se mide el ajuste entre la función de distribución empírica de una muestra y la función de distribución teórica. Se trata, por tanto, de un contraste del ajuste de la distribución de una muestra dada a una distribución continua determinada.



La función de distribución empírica de una muestra  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , se define como:

$$F_n(X) = \frac{\text{N}^\circ \text{ de valores del conjunto } X_1, X_2, \dots, X_n \text{ que son } \leq X}{n} \quad (7.3)$$

Para contrastar la hipótesis de que la muestra se ajusta a una distribución teórica  $F(X)$ , se calcula el estadístico:

$$D_n = \text{Max} | F_n(X) - F(X) | \quad (7.4)$$

La distribución de  $D_n$  es conocida y está tabulada. Si la distancia calculada de  $D_n$  es mayor que la que aparece en las tablas estadísticas, para un nivel de significación  $\alpha$ , rechazamos que la muestra tenga la distribución  $F(X)$ .

En la **Tabla 7.2** se muestran los resultados del contraste *Kolmogorov-Smirnov* de las cuatro distribuciones muestrales propuestas, cumpliéndose que la distribución **log-Normal** es a la que mejor se ajustan los datos de la actividad alfa total, ya que posee un  $p - \text{Valor}$ <sup>7</sup> mayor de 0.05, y por tanto, aceptamos  $H_0$  para un intervalo de confianza del 95.0%.

**Tabla 7.2.** Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad alfa total.

Test de Kolmogorov-Smirnov			
Distribución	Dn	p-Valor	Significación
<i>Uniforme</i>	7.695	0.000	Se Rechaza al 95 %
<i>Exponencial</i>	3.629	0.000	Se Rechaza al 95 %
<i>Normal</i>	1.487	0.024	Se Rechaza al 95 %
<i>Log-Normal</i>	0.754	0.621	Se Acepta al 95 %

Se considera que una variable  $X$  es **log-Normal** si la variable  $Y = \text{Ln}(X)$  sigue una distribución normal, por tanto, si calculamos el  $\text{Ln}(A_\alpha)$ , y a partir de éste, obtenemos su histograma de frecuencias, **Figura 7.6**, página 186, observamos que los datos se ajustan a una distribución normal, hecho que corrobora el gráfico *PP-Normal* de la **Figura 7.7**, página 187,

<sup>7</sup>De forma general, supongamos que queremos contrastar una hipótesis estadística simple del tipo  $H_0 : \theta = \theta_0$ , frente a alguna de las alternativas siguientes:  $H_1 : \theta \neq \theta_0$ ,  $H_1 : \theta > \theta_0$  o  $H_1 : \theta < \theta_0$ . Supongamos además que el contraste se realiza mediante un estadístico que notaremos  $S$ , y que el valor del estadístico para la muestra es  $s$ . El **p-Valor** asociado al contraste se define como el mínimo nivel de significación con el que la hipótesis nula sería rechazada en favor de la alternativa. Por tanto, para un nivel significación,  $\alpha$ , la regla de decisión sería la siguientes:

Si  $p < \alpha \Rightarrow$  Rechazamos  $H_0$  en favor de  $H_1$ .

Si  $p \geq \alpha \Rightarrow$  Aceptamos  $H_0$  y rechazamos  $H_1$ .

en el que se puede apreciar que los datos se distribuyen en torno a la diagonal.

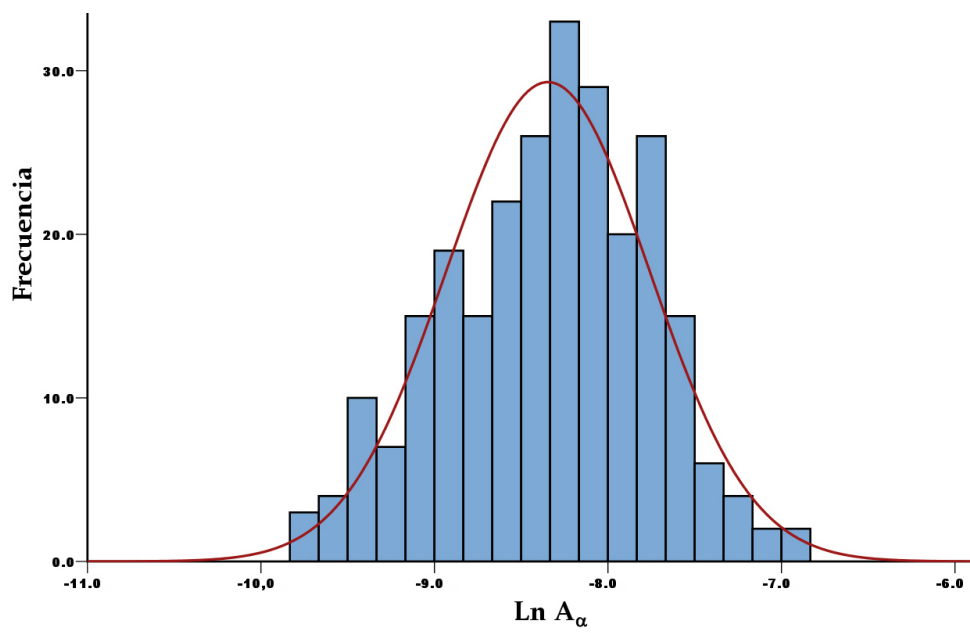


Figura 7.6. Histograma de frecuencias del  $\text{Ln } A_\alpha$ .

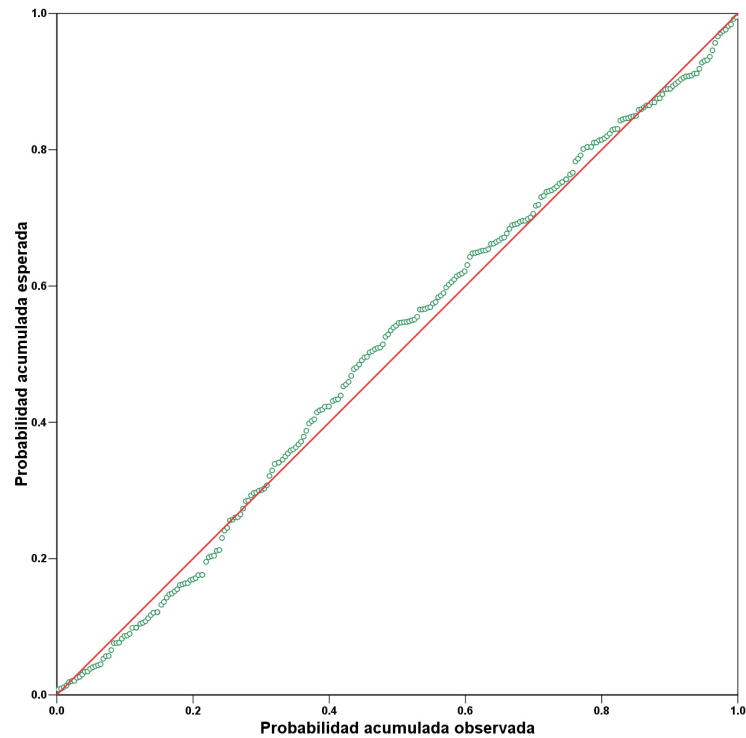


Figura 7.7. Gráfico PP-Normal del  $\text{Ln } A_\alpha$ .

La función de densidad para la distribución *log-Normal* posee la forma:

$$Fn(x) = \frac{1}{x \cdot \sigma \cdot \sqrt{2\pi}} \cdot \left[ e^{-\frac{1}{2} \cdot \left[ \frac{\text{Ln}(x) - \mu}{\sigma} \right]^2} \right] \quad \text{donde } x > 0$$

con parámetros:

$$\mu = E(X) \quad \text{y} \quad \sigma^2 = \text{VAR}(X)$$

donde:

$$E(X) = e^{\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)} \quad \text{y} \quad \text{VAR}(X) = \left[ e^{(2\mu + \sigma^2)} \right] \cdot \left[ e^{\sigma^2} - 1 \right]$$

Para este tipo de distribuciones se considera que el estimador válido de la posición central es la *media geométrica* [Peña, D., 1994], y se cumple, que ésta coincide con la exponencial de la media aritmética de los logaritmos neperianos de las observaciones, por tanto, es este parámetro el que vamos a utilizar para determinar los valores medio de la actividad alfa total.

La media geométrica, **MG**, se calcula como la raíz enésima del producto de los valores

de las observaciones, es decir:

$$MG = \sqrt[n]{x_1^{n_1} \cdot x_2^{n_2} \cdots x_k^{n_k}} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n X_i} \quad (7.5)$$

$$MG = \left[ \prod_{i=1}^n X_i \right]^{\frac{1}{n}}$$

### Diagramas de cajas y bigotes de la actividad alfa total de todas las muestras

Los diagramas de cajas y bigotes (*box whisker plot*) constituyen otra herramienta descriptiva que nos permite conocer las características generales de la distribución de una variable a partir de los datos muestrales, ya que representan simultáneamente el valor de la *mediana*, el *rango intercuartílico*, y los *valores máximos y mínimos* de una distribución.

Estos diagramas constan de una caja central cuya amplitud es el *rango intercuartílico*, es decir, el 50 % central de la distribución. La caja está atravesada por una línea que representa la *mediana*, y por tanto, la divide en dos subcajas que contienen el mismo porcentaje de la distribución, el 25 %. El 50 % restante de la distribución, 25 % por encima de la caja y 25 % por debajo, se representa como una línea continua que contiene aquellos datos que no se separan del cuartil más cercano 1.5 veces el rango intercuartílico<sup>8</sup>, y como puntos individuales el resto de casos, que son considerados valores atípicos.

Los diagramas de cajas y bigotes nos permiten establecer si la distribución es simétrica o no, dependiendo de que la mediana esté centrada en la caja o no lo esté. Por otro lado, la anchura de la caja puede servir de referencia para medir la dispersión de las observaciones. Si la curva es asimétrica, la asimetría también se muestra en la longitud de los bigotes; si el más largo es el superior la asimetría es hacia la derecha, y si el más largo es el inferior la asimetría es hacia la izquierda. Por último, el diagrama identifica los valores excepcionalmente grandes o pequeños en comparación con el resto de las observaciones.

En la **Figura 7.8**, página 190, se muestra el diagrama de cajas de la actividad alfa total de todas las muestras, agrupadas por mes y año. En este diagrama se puede apreciar que no sólo hay una mediana máxima en verano (agosto) sino que, además, el rango intercuartílico, **RIQ**, aumenta respecto a los meses más fríos, en los que los datos están más agrupados. En el mes de marzo de los años 2000, 2002, 2003 y 2004 se observa una gran variabilidad en los datos, hecho atribuible al régimen de lluvias asociado a este mes. Por último, podemos destacar

<sup>8</sup>La notación matemática viene dada por las siguientes expresiones:

**Rango intercuartílico inferior:**  $Q_1 - 1,5 \cdot (Q_3 - Q_1)$ .

**Rango intercuartílico superior:**  $Q_3 + 1,5 \cdot (Q_3 - Q_1)$ .

que los valores atípicos se dan mayoritariamente en los meses de verano.

### Agrupación mensual de los valores de la actividad alfa total

En la **Tabla 7.3**, página 191, se muestra la medida geométrica mensual de las actividades alfa registradas en los cinco años de muestreo, así como, el número de muestras mensuales, el valor máximo, el valor mínimo y el rango. Examinando dicha tabla podemos afirmar que:

- ⇒ Los valores más altos se alcanzan en los meses de julio y agosto, presentando un máximo secundario en el mes de marzo, hecho que se puede apreciar en la **Figura 7.9**, página 191.
  
- ⇒ Las actividades más bajas se han registrado en los meses de noviembre, diciembre y abril, coincidiendo con los meses en los que las cantidades de lluvia recogida son mayores.
  
- ⇒ La mayor variabilidad en los datos se observa en el mes de marzo, con un rango de  $9,362 \cdot 10^{-04} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .
  
- ⇒ Los valores de la actividad alfa total determinados en las muestras de aerosoles son superiores a los medidos por otros laboratorios españoles localizados en la península [**Dueñas et al., 2004** y **García-Talavera et al., 2001**], y similares a los obtenidos en el laboratorio de la *La Laguna* (Tenerife) [**Hernández et al., 2005b**].

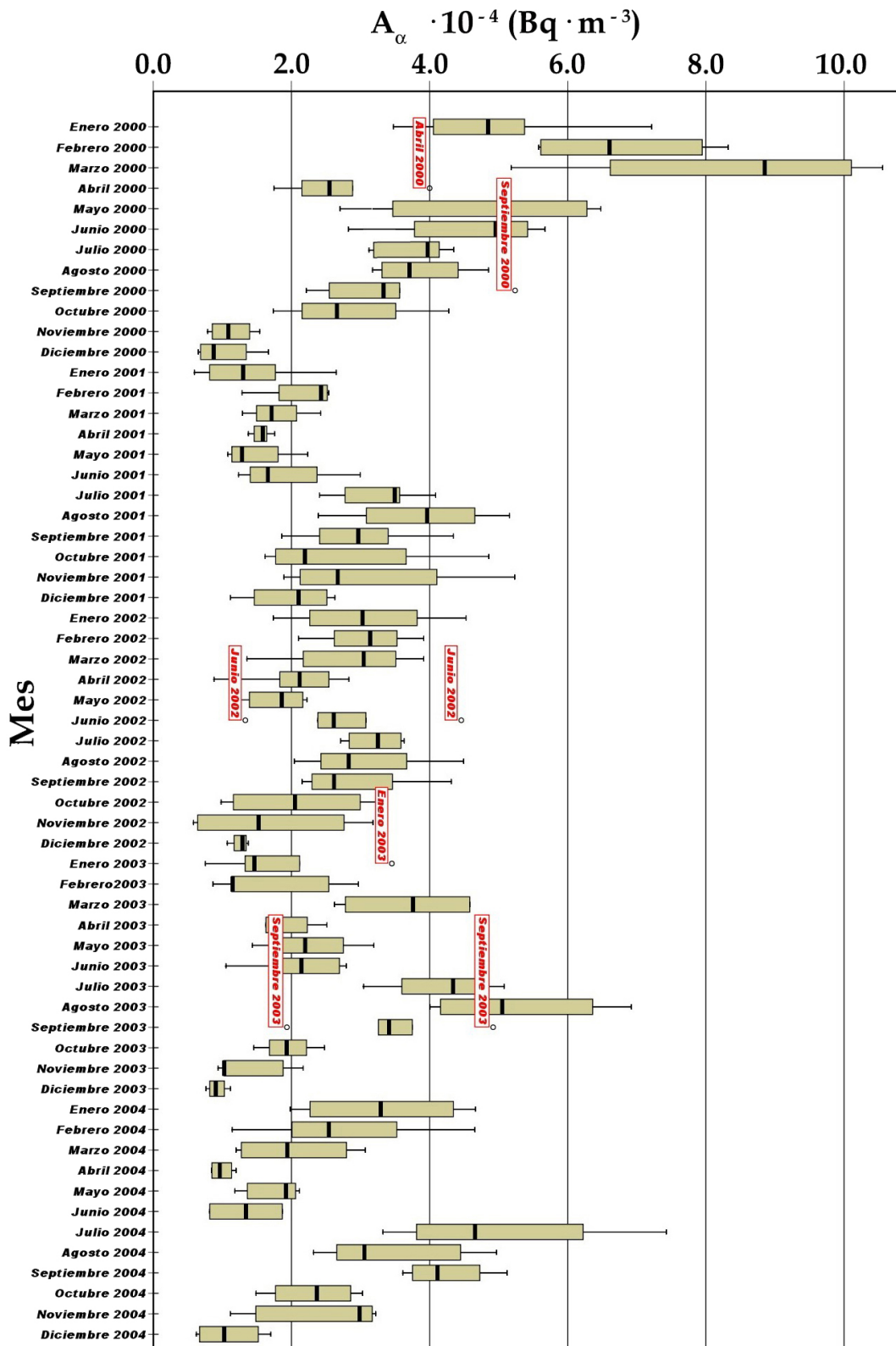


Figura 7.8. Variación de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles durante el período de muestreo 2000 – 2004.

Tabla 7.3. Resumen mensual de la actividad alfa total registrada desde el 1 enero de 2000 hasta el 31 de diciembre de 2004.

	Nº de Muestras <sup>a</sup>	Valor Mínimo	Valor Máximo	Rango	Media Geométrica
<b>Enero</b>	24	$5.957 \cdot 10^{-05}$	$7.216 \cdot 10^{-04}$	$6.620 \cdot 10^{-04}$	$2.422 \cdot 10^{-04}$
<b>Febrero</b>	21	$8.643 \cdot 10^{-05}$	$8.321 \cdot 10^{-04}$	$7.457 \cdot 10^{-04}$	$2.655 \cdot 10^{-04}$
<b>Marzo</b>	20	$1.198 \cdot 10^{-04}$	$1.056 \cdot 10^{-03}$	$9.362 \cdot 10^{-04}$	$3.017 \cdot 10^{-04}$
<b>Abril</b>	23	$8.412 \cdot 10^{-05}$	$4.001 \cdot 10^{-04}$	$3.160 \cdot 10^{-04}$	$1.730 \cdot 10^{-04}$
<b>Mayo</b>	21	$1.081 \cdot 10^{-04}$	$6.478 \cdot 10^{-04}$	$5.397 \cdot 10^{-04}$	$2.068 \cdot 10^{-04}$
<b>Junio</b>	20	$8.182 \cdot 10^{-05}$	$5.672 \cdot 10^{-04}$	$4.854 \cdot 10^{-04}$	$2.329 \cdot 10^{-04}$
<b>Julio</b>	22	$2.405 \cdot 10^{-04}$	$7.426 \cdot 10^{-04}$	$5.021 \cdot 10^{-04}$	$3.740 \cdot 10^{-04}$
<b>Agosto</b>	21	$2.041 \cdot 10^{-04}$	$6.922 \cdot 10^{-04}$	$4.881 \cdot 10^{-04}$	$3.702 \cdot 10^{-04}$
<b>Septiembre</b>	24	$1.861 \cdot 10^{-04}$	$5.238 \cdot 10^{-04}$	$3.377 \cdot 10^{-04}$	$3.229 \cdot 10^{-04}$
<b>Octubre</b>	20	$9.817 \cdot 10^{-05}$	$4.858 \cdot 10^{-04}$	$3.876 \cdot 10^{-04}$	$2.209 \cdot 10^{-04}$
<b>Noviembre</b>	22	$5.838 \cdot 10^{-05}$	$5.231 \cdot 10^{-04}$	$4.647 \cdot 10^{-04}$	$1.650 \cdot 10^{-04}$
<b>Diciembre</b>	20	$6.250 \cdot 10^{-05}$	$2.628 \cdot 10^{-04}$	$2.003 \cdot 10^{-04}$	$1.155 \cdot 10^{-04}$

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ . <sup>a</sup> Muestras con actividades superiores al LID.

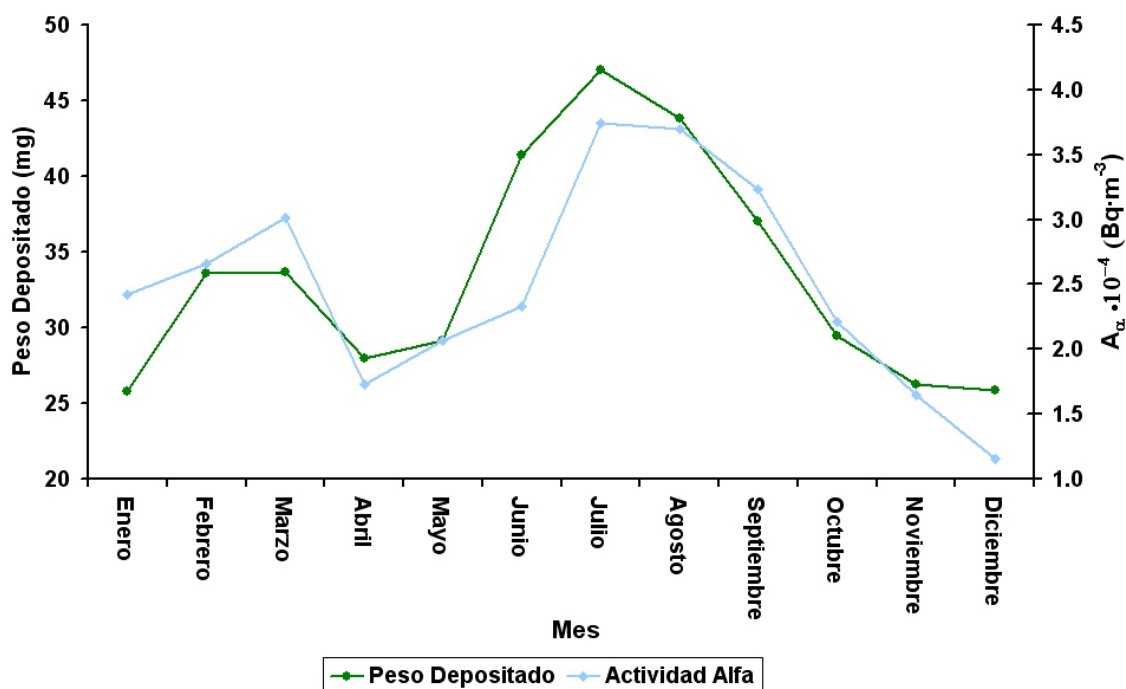
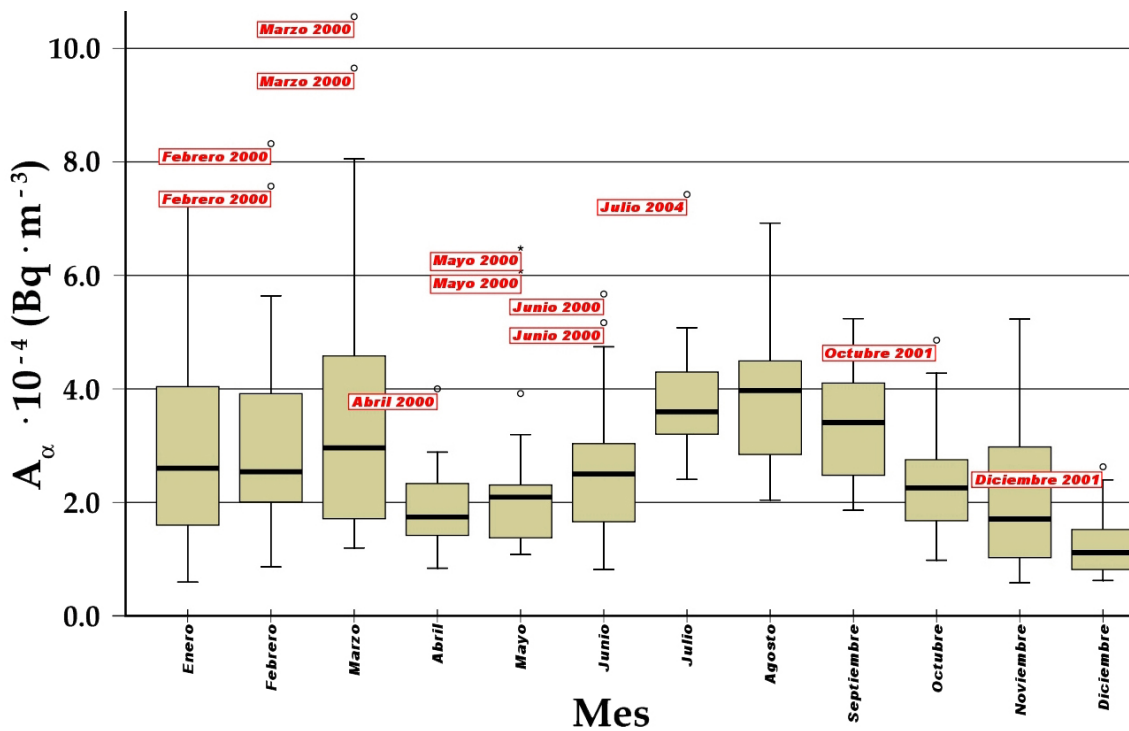


Figura 7.9. Valores promedio mensuales de la actividad alfa total.

Si obtenemos el diagrama de cajas de todos los datos agrupados por meses, **Figura 7.10**, se observa que la actividad alfa presenta una variación cíclica, con valores mínimos en los meses de noviembre y diciembre y, a partir de este último, aumenta hasta el mes de marzo, volviendo a disminuir en el mes de abril, para aumentar en los meses de verano, alcanzando su valor máximo en el mes de agosto, donde vuelve a caer hasta alcanzar el valor mínimo en el mes de diciembre. El tamaño de las cajas es más pequeño en los meses de abril, mayo y diciembre, indicándonos que la dispersión de los datos para estos meses es menor. La mediana de los meses de mayo, junio y agosto se encuentra desplazada hacia la parte superior de la caja lo que nos indica que hay un mayor porcentaje de actividades con valores altos. Por otro lado, observamos en la figura, que la longitud de los bigotes es distinta, hecho que pone de manifiesto la asimetría de los datos y, puesto que el más largo es el superior, la asimetría es hacia la derecha.



**Figura 7.10.** Diagrama de cajas de la actividad alfa total agrupada por meses.

Una vez que hemos agrupado los datos por meses, emplearemos el **Test de Kruskal-Wallis** para determinar si todos ellos proceden de la misma población, es decir, de poblaciones con la misma distribución.

El **Test de Kruskal-Wallis** contrasta la hipótesis nula de que  $k$  muestras provengan de la misma población. Supongamos que tenemos  $k$  muestras independientes de tamaños  $n_1, \dots, n_k$ . Se ordenan las observaciones de todas las muestras,  $n = n_1, \dots, n_k$ , y se les asignan los rangos



$1, 2, \dots, n$  a cada valor muestral. Sea  $R_i$  la suma de los rangos de los  $n_i$  elementos de la muestra  $i$ . Si existe homogeneidad entre las distribuciones de los  $k$  grupos, y no hay observaciones repetidas, el estadístico:

$$H = \left( \frac{12}{n \cdot (n + 1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} \right) - 3 \cdot (n + 1) \quad (7.6)$$

se distribuye, aproximadamente, como una *Chi-cuadrado* con  $K - 1$  grados de libertad para tamaños muestrales con  $n_i > 5$ .

Para una nivel  $\alpha$  dado, hallamos  $H(\alpha)$  tal que  $P(H > H(\alpha)) = \alpha$ . La región crítica del test al nivel  $\alpha$  será  $H > H(\alpha)$ .

En la **Tabla 7.4** se muestra el valor del rango medio para cada uno de los meses, el valor del estadístico de contraste y el *p-Valor*, siendo éste menor de 0.05 y, por tanto, se rechaza la hipótesis nula, es decir, existen diferencias significativas entre los valores de la actividad alfa total obtenidos en cada mes.

**Tabla 7.4.** Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad alfa total agrupada por meses.

Test de Kruskal-Wallis		
Mes	Tamaño muestral	Rango Medio
<i>Enero</i>	24	135.65
<i>Febrero</i>	21	140.17
<i>Marzo</i>	20	152.50
<i>Abril</i>	23	84.59
<i>Mayo</i>	21	105.05
<i>Junio</i>	20	126.10
<i>Julio</i>	22	194.39
<i>Agosto</i>	21	190.33
<i>Septiembre</i>	24	172.27
<i>Octubre</i>	20	116.15
<i>Noviembre</i>	22	86.45
<i>Diciembre</i>	20	42.78
<b>Total</b>	258	
$\chi^2$	86.569	<i>g.l.</i> = 11
<b>p-Valor</b>	< 0.05	

Para determinar los meses entre los que no existen diferencias significativas, y forman grupos homogéneos, aplicaremos el *Test de Rangos Múltiples* (ver **sección 3.2.2**, página 72) para un nivel de confianza del 95 % mediante el contraste basado en las *menores diferencias significativas de Fisher o LSD*. En la **Tabla 7.5**, página 195, se muestran los resultados obtenidos para el *Test de Rangos Múltiples*, y a partir de ellos, realizaremos la agrupación estacional de los valores de la actividad alfa total.

### Agrupación estacional de los valores de la actividad alfa total

En este apartado, vamos a analizar el comportamiento estacional de los valores de la actividad alfa total atendiendo a los resultados obtenidos en el *Test de Rangos Múltiples* (**Tabla 7.5**, página 195). De acuerdo con ellos, agruparemos los valores mensuales por estaciones, de tal manera, que éstas estén formadas por el mayor número de meses homogéneos. Atendiendo a esta premisa hemos realizado la siguiente agrupación estacional:

- ✧ **Estación de invierno:** Enero, febrero y marzo.
  
- ✧ **Estación de primavera:** Abril, mayo y junio.
  
- ✧ **Estación de verano:** Julio, agosto y septiembre.
  
- ✧ **Estación de otoño:** Octubre, noviembre y diciembre.

En la **Tabla 7.6**, página 196, se muestran los estadísticos descriptivos de la agrupación estacional. El valor más bajo de la actividad alfa total,  $5.838 \cdot 10^{-05} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se alcanza en la estación de otoño y el valor más alto,  $1.056 \cdot 10^{-03} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se alcanza en el invierno. La media geométrica más elevada,  $3.541 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , la obtenemos en la estación de verano coincidiendo con la estación en la que se recoge una menor cantidad de precipitaciones, mientras que el valor más bajo,  $1.785 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se da en la estación de otoño. Los valores de *asimetría* y de *curtosis* de las estaciones de verano y otoño nos indican que la distribución de los datos está muy próxima a la normalidad. En el caso de las estaciones de invierno y primavera el valor de *curtosis* muestra que los datos se alejan de la normalidad.

**Tabla 7.5.** Resultados del test de rangos múltiples para la actividad alfa total en las muestras de aerosoles.

Test de Rangos Múltiples (Contraste LSD)											
Mes	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Oct.	Nov.
<b>Enero</b>	✓										
<b>Febrero</b>	✓	○									
<b>Marzo</b>	○	○	○								
<b>Abril</b>	✓	✓	○	○							
<b>Mayo</b>	✓	✓	○	✓	✓						
<b>Junio</b>	○	○	○	○	○	○					
<b>Julio</b>	○	○	○	○	○	○	○				
<b>Agosto</b>	○	○	○	○	○	○	○	○			
<b>Septiembre</b>	○	○	○	○	○	○	○	○	○		
<b>Octubre</b>	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	
<b>Noviembre</b>	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○
<b>Diciembre</b>	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○	○

○ Los meses difieren significativamente.  
 ✓ Los meses no difieren significativamente.

**Tabla 7.6.** Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total agrupado por estaciones.

	Invierno	Primavera	Verano	Otoño
<b>Nº Total de Datos</b>	65	65	67	64
<b>Datos con A &gt;LID</b>	64	64	66	64
<b>Media</b>	$3.070 \cdot 10^{-04}$	$2.333 \cdot 10^{-04}$	$3.725 \cdot 10^{-04}$	$2.020 \cdot 10^{-04}$
<b>Desviación Típica</b>	$2.241 \cdot 10^{-04}$	$1.288 \cdot 10^{-04}$	$1.152 \cdot 10^{-04}$	$1.017 \cdot 10^{-04}$
<b>Mediana</b>	$2.540 \cdot 10^{-04}$	$2.099 \cdot 10^{-04}$	$3.590 \cdot 10^{-04}$	$1.887 \cdot 10^{-04}$
<b>Media Geométrica</b>	$2.413 \cdot 10^{-04}$	$2.055 \cdot 10^{-04}$	$3.541 \cdot 10^{-04}$	$1.785 \cdot 10^{-04}$
<b>Valor Máximo</b>	$1.056 \cdot 10^{-03}$	$6.478 \cdot 10^{-04}$	$7.426 \cdot 10^{-04}$	$5.231 \cdot 10^{-04}$
<b>Valor Mínimo</b>	$5,957 \cdot 10^{-05}$	$8.182 \cdot 10^{-05}$	$1.053 \cdot 10^{-04}$	$5.838 \cdot 10^{-05}$
<b>Asimetría</b>	1.443	1.523	0.551	1.022
<b>Err. típ. de asimetría</b>	0.299	0.299	0.295	0.299
<b>Curtosis</b>	2.124	2.146	1.242	1.199
<b>Err. típ. de curtosis</b>	0.590	0.590	0.582	0.590

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

Si obtenemos el diagrama de cajas de los datos agrupados por estaciones, **Figura 7.11**, página 197, se observa un elevado número de valores anormalmente altos en el año 2000. La caja correspondiente a la estación de invierno es la que presenta mayor longitud lo que nos sugiere que los datos sufren una mayor dispersión, mientras que en el resto de estaciones la amplitud de la caja es menor y la mediana se encuentra situada, prácticamente, en el centro, indicándonos que hay un igual número de actividades con valores altos y bajos. En la estación de verano se puede apreciar que tanto el bigote inferior como el superior poseen igual longitud, hecho que es característico de muestras que se ajustan a una distribución *normal*.

Para determinar la distribución a la que se ajustan los datos agrupados por estaciones aplicaremos el test de *Kolmogorov-Smirnov*. En la **Tabla 7.7**, página 197, figuran los resultados obtenidos para cada una de las estaciones, así como, el *p-Valor* de cada una de las distribuciones contrastadas. Los resultados muestran que todas las estaciones se pueden ajustar a una distribución *log-normal*, pero en el caso del verano y del otoño los datos también se pueden ajustar a la distribución *normal*, siendo el *p-Valor* de la estación de verano más alto para esta distribución, lo que nos indica que los datos se ajustan mejor a dicha distribución.

En la **Figura 7.12**, página 198, se muestra el histograma con curva de normalidad obtenido para cada una de las estaciones, verificándose que el histograma de la estación de verano es el que mejor se ajusta a la distribución *normal*, ya que los valores se encuentran distribuidos en torno a un intervalo central que abarca desde los  $3 \cdot 10^{-4} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$  a los  $4 \cdot 10^{-4} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ . En la estación de invierno se observa que los valores más frecuentes son los correspondientes a bajas

actividades, estando éstas comprendidas en el intervalo  $1 \cdot 10^{-4} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$  a  $2 \cdot 10^{-4} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ . En la estación de primavera los valores de la actividad alfa se agrupa en un intervalo muy pequeño, que está comprendido entre  $1 \cdot 10^{-4} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$  y  $3 \cdot 10^{-4} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ . En el caso de la estación de otoño las actividades más frecuentes se localizan en el intervalo  $1 \cdot 10^{-4} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$  a  $3 \cdot 10^{-4} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ , que es análogo al de la estación de primavera.

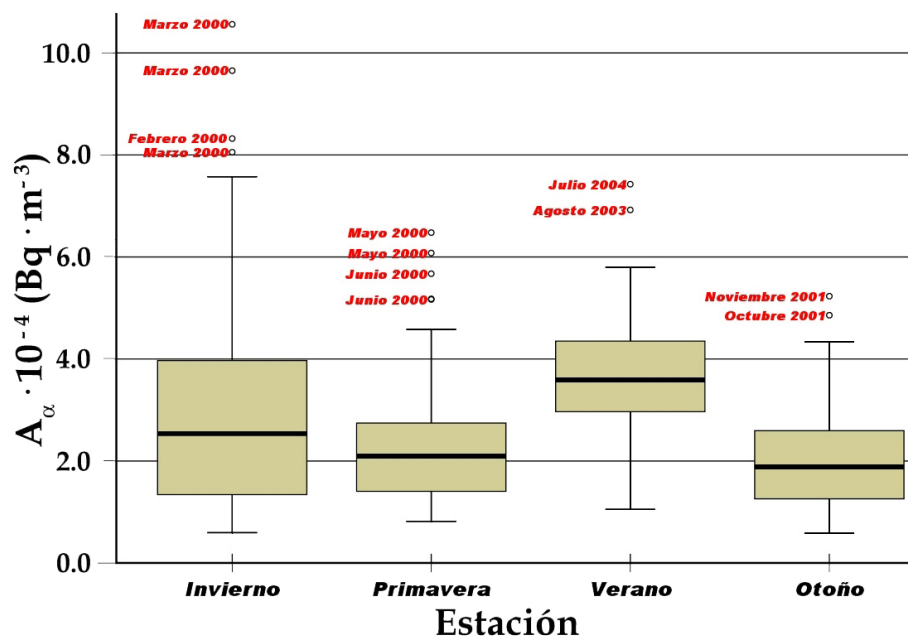


Figura 7.11. Diagrama de cajas de la actividad alfa total agrupada por estaciones.

Tabla 7.7. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad alfa total agrupados por estaciones.

Test de Kolmogorov-Smirnov								
Distribución	Invierno		Primavera		Verano		Otoño	
	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor
Uniforme	3.544	<0.01	3.637	<0.01	2.460	<0.01	2.994	<0.01
Exponencial	1.516	0.043	2.513	<0.01	3.323	<0.01	2.242	<0.01
Normal	1.290	<0.01	1.185	<0.01	0.513	0.723	0.701	0.240
Log-Normal	0.592	0.386	0.485	0.186	0.689	0.123	0.628	0.447

En azul se muestran las distribuciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

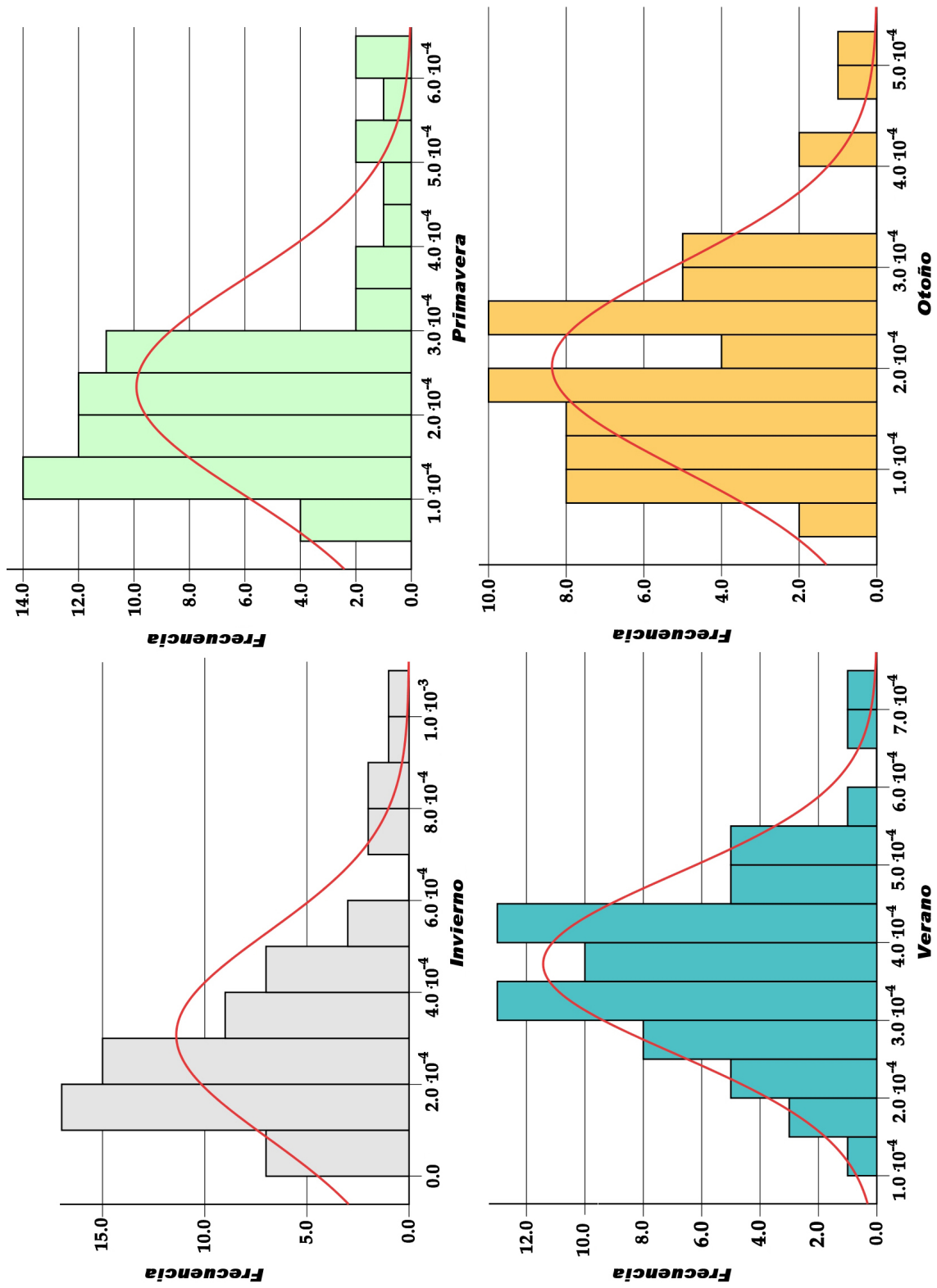


Figura 7.12. Histograma de la actividad alfa total agrupada por estaciones.

A continuación, vamos a determinar si existen diferencias significativas en la actividad alfa medida en cada una de las estaciones, y para ello, aplicaremos la prueba **Mann-Whitney-Wilcoxon** [Bunzl, 1994].

El test de *Mann-Whitney-Wilcoxon* contrasta si dos poblaciones son equivalentes en su posición, es decir, contrasta la hipótesis nula de homogeneidad (las muestras provienen de la misma población). Las observaciones de las dos poblaciones se combinan y clasifican, asignándole el rango promedio en caso de producirse empates. Si la posición de las poblaciones es idéntica, los rangos deberían mezclarse aleatoriamente entre las dos muestras. A continuación se calcula el número de veces que una puntuación de la población 1 precede a una puntuación de la población 2 y el número de veces que una puntuación de la población 2 precede a una puntuación de la población 1. El estadístico de *Mann-Whitney-Wilcoxon* es el menor de estos dos números.

Consideramos dos poblaciones, no necesariamente del mismo tamaño. Sean:

$$\begin{array}{ll} x_1 \dots x_{n_1} & \text{muestra X de tamaño } n_1 \\ y_1 \dots y_{n_2} & \text{muestra Y de tamaño } n_2 \end{array}$$

Si  $H_0$  es cierta, entonces  $P(X < Y) = 1/2$ . Como hay  $n_1 \cdot n_2$  pares  $(x_i, y_j)$ , el número esperado de pares  $(x, y)$  tales que  $x < y$  será  $(n_1 \cdot n_2)/2$ . El estadístico *U de Mann-Whitney-Wilcoxon* es el número observado de pares con esta propiedad. Una desviación significativa de  $U$  respecto de  $(n_1 \cdot n_2)/2$  indica que  $H_0$  debe ser rechazada. Para calcular  $U$  deben reunirse las dos muestras en una sola ordenada. Entonces  $U$  es igual a la frecuencia de  $x_i$  que preceden a  $y_j$ , es decir:

$$U = \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=1}^{n_2} u(x_i, y_j) \quad (7.7)$$

donde  $u(x_i, y_j)$  vale 1 si  $x_i < y_j$ , y vale 0 en otro caso.

Para decidir si  $U$  es significativo, debe consultarse la tabla de **Mann-Whitney-Wilcoxon**, en función del nivel de significación y de los tamaños muestrales  $n_1$  y  $n_2$ .

En la **Tabla 7.8**, página 200, se muestran los resultados obtenidos de la prueba *Mann-Whitney-Wilcoxon* para un nivel de confianza del 95 %. Estos resultados nos indican que existen diferencias significativas en los valores de la actividad alfa no sólo entre el invierno y el verano, sino también entre el invierno y la primavera, y el invierno y el otoño. Por otro lado, el *p-Valor* nos indica que no existen diferencias significativas entre el otoño y la primavera, hecho que se

ponía de manifiesto en el histograma de frecuencias obtenido para ambas estaciones (**Figura 7.12**, página 198).

**Tabla 7.8.** Resultados del test Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad alfa total agrupada por estaciones.

Prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon						
	Primavera		Verano		Otoño	
	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>
<i>Invierno</i>	1739.0	0.014	1332.0	0.000	1511.5	0.011
<i>Primavera</i>			755.5	0.000	1803.5	0.244
<i>Verano</i>					523.0	0.000

Donde *U* es el valor del estadístico del test de Mann-Whitney-Wilcoxon.

En verde se muestra las estaciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

### Variación anual de los valores de la actividad alfa total

En este apartado vamos a analizar el comportamiento anual de la actividad alfa total en las muestras de aerosoles. En la **Tabla 7.9**, página 201, se muestran los estadísticos descriptivos de la agrupación anual de sus valores. El valor mínimo,  $5.838 \cdot 10^{-05} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ , se alcanza en el año 2001 y el valor máximo,  $1.056 \cdot 10^{-03} \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ , se alcanza en el año 2000. El valor más alto de la media geométrica se alcanza en el año 2000, siendo éste el año en el que se alcanzaron los valores más altos. Si observamos la **Figura 7.1**, página 179, podemos apreciar que en los meses de enero, febrero y marzo del año 2000 se obtienen valores muy altos, no dándose este comportamiento en el resto de los años, esto se puede explicar atendiendo al hecho de que ese invierno fue especialmente seco, mientras que en el resto de los años el regimen de lluvias fue el habitual de esa estación. El cociente entre el valor de *asimetría* y el error típico de *asimetría* es mayor de cero para todos los años, por lo que estaríamos ante distribuciones asimétricas, con la cola de la derecha más larga que la de la izquierda. El cociente entre el valor de *curtosis* y el error típico de *curtosis* se encuentra en el intervalo  $-2$  a  $+2$  por lo que el apuntamiento de la distribución de los datos ordenados por años no se aleja de la normalidad.

Si obtenemos el diagrama de cajas de los datos agrupados por años, **Figura 7.13**, página 201, se observa que los valores más altos de la actividad alfa total se alcanzan en el año 2000. La línea verde del diagrama de cajas representa la media geométrica obtenida a partir de todas las muestras, observándose que las actividades alfa medidas en todos los años de muestreo se distribuyen en torno a ella, exceptuando al año 2000 que se encuentra por muy por encima, y por tanto, presenta un comportamiento atípico, que podemos justificar considerando que en el invierno del año 2000 se recogieron muy pocas precipitaciones. La *asimetría* de los bigotes de las cajas muestra el comportamiento no *normal* de los datos.



Tabla 7.9. Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total agrupado por años.

	Año 2000	Año 2001	Año 2002	Año 2003	Año 2004
<b>Datos</b>	52	52	52	53	52
<b>Valores con A &gt;LID</b>	52	52	51	53	50
<b>Media</b>	$3.990 \cdot 10^{-04}$	$2.352 \cdot 10^{-04}$	$2.493 \cdot 10^{-04}$	$2.418 \cdot 10^{-04}$	$2.613 \cdot 10^{-04}$
<b>DT</b>	$2.267 \cdot 10^{-04}$	$1.107 \cdot 10^{-04}$	$1.041 \cdot 10^{-04}$	$1.430 \cdot 10^{-04}$	$1.474 \cdot 10^{-04}$
<b>Mediana</b>	$3.743 \cdot 10^{-04}$	$2.297 \cdot 10^{-04}$	$2.543 \cdot 10^{-04}$	$2.144 \cdot 10^{-04}$	$2.423 \cdot 10^{-04}$
<b>MG</b>	$3.320 \cdot 10^{-04}$	$2.115 \cdot 10^{-04}$	$2.246 \cdot 10^{-04}$	$2.150 \cdot 10^{-04}$	$2.217 \cdot 10^{-04}$
<b>V. Máx.</b>	$1.056 \cdot 10^{-03}$	$5.231 \cdot 10^{-04}$	$4.527 \cdot 10^{-04}$	$6.922 \cdot 10^{-04}$	$7.426 \cdot 10^{-04}$
<b>V. Mín.</b>	$6,519 \cdot 10^{-05}$	$5.957 \cdot 10^{-05}$	$5.838 \cdot 10^{-05}$	$7.553 \cdot 10^{-05}$	$6.250 \cdot 10^{-05}$
<b>Rango</b>	$9,908 \cdot 10^{-04}$	$4.635 \cdot 10^{-04}$	$3.943 \cdot 10^{-04}$	$6.167 \cdot 10^{-04}$	$6.801 \cdot 10^{-04}$
<b>Asimet.</b>	0.840	0.956	0.129	0.965	0.888
<b>Er. típ. A.</b>	0.330	0.330	0.333	0.327	0.337
<b>Curtosis</b>	0.664	0.444	-0.690	0.576	0.773
<b>Er. típ. C.</b>	0.650	0.650	0.656	0.644	0.662

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

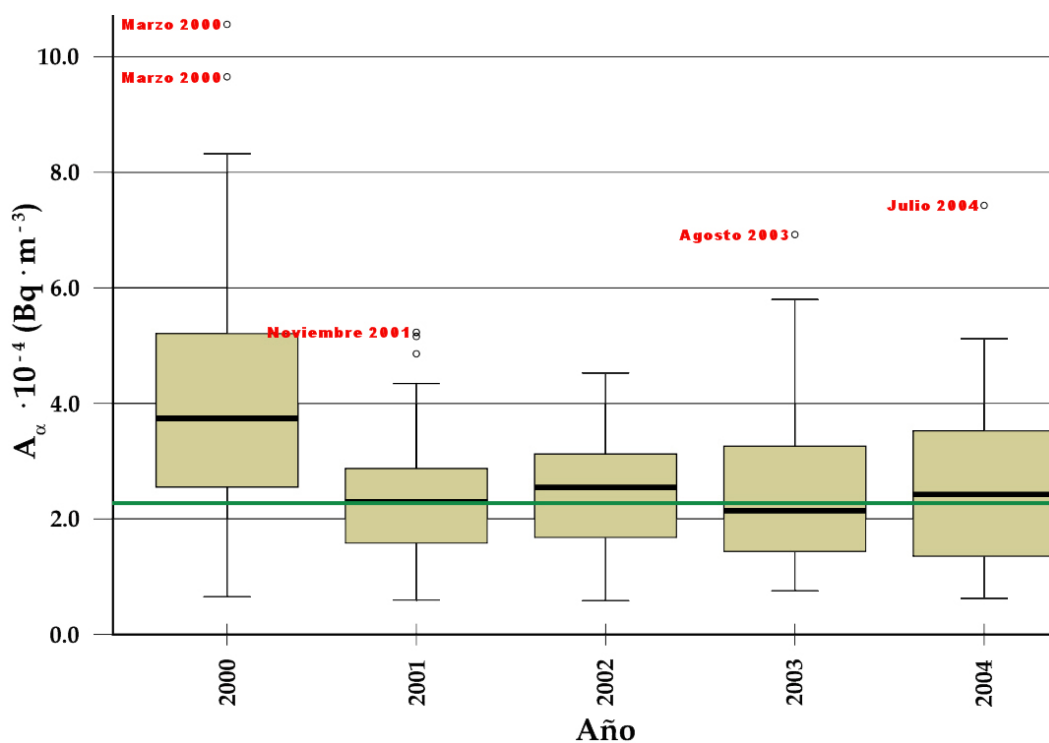


Figura 7.13. Diagrama de cajas de la actividad alfa total agrupada por años.

A continuación, vamos a determinar si existen diferencias significativas en la actividad alfa medida en cada uno de los años del período de muestreo, para lo que aplicaremos la prueba *Mann-Whitney-Wilcoxon*.

En la **Tabla 7.10** se muestran los resultados obtenidos de la prueba *Mann-Whitney-Wilcoxon* para un nivel de confianza del 95 %. Estos resultados nos indican que existen diferencias significativas en los valores de la actividad alfa total medidos en el año 2000, con respecto a los medidos en los años 2001, 2002, 2003 y 2004. Por otro parte, el  $p$ -Valor nos indica que no existen diferencias significativas en los niveles de la actividad alfa medidos desde el año 2001 hasta el año 2004, hecho que se ponía de manifiesto en el diagrama de cajas de la **Figura 7.13**, página 201.

**Tabla 7.10.** Resultados del test *Mann-Whitney-Wilcoxon* para la actividad alfa total agrupada por años.

Prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon								
	Año 2001		Año 2002		Año 2003		Año 2004	
	$U$	$p$ -Valor	$U$	$p$ -Valor	$U$	$p$ -Valor	$U$	$p$ -Valor
Año 2000	719.5	0.000	765.0	0.000	817.0	0.000	802.0	0.001
Año 2001			1180.5	0.337	1337.5	0.795	1201	0.508
Año 2002					1266.5	0.580	1262.0	0.930
Año 2003							1262.5	0.680

Donde  $U$  es el valor del estadístico del test de Mann-Whitney-Wilcoxon.

En verde se muestran los años para los que  $p$ -Valor  $>$  0.05 .

### 7.2.2. Estudio de la variabilidad de la actividad beta total

En primer lugar, representaremos como varía la actividad beta semanal<sup>9</sup> y el peso depositado sobre los filtros a lo largo del período de muestreo, obteniendo las **Figuras**<sup>10</sup> **7.14**, **7.15** y **7.16**, páginas 203, 204 y 205. En el primer trimestre del año 2000 se observan valores comparables a los obtenidos en los meses de verano, así como, un aumento considerable en el peso del depósito. Por otra parte, en los años 2001, 2002, 2003 y 2004 las actividades más altas se alcanzan en los meses de verano.

<sup>9</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

<sup>10</sup>La presencia de valores inferiores al  $LID$  se muestran en los gráficos mediante una discontinuidad para la actividad beta total, mientras que la ausencia de datos se muestra mediante una discontinuidad tanto en la actividad beta total como en el peso de aerosoles depositados.

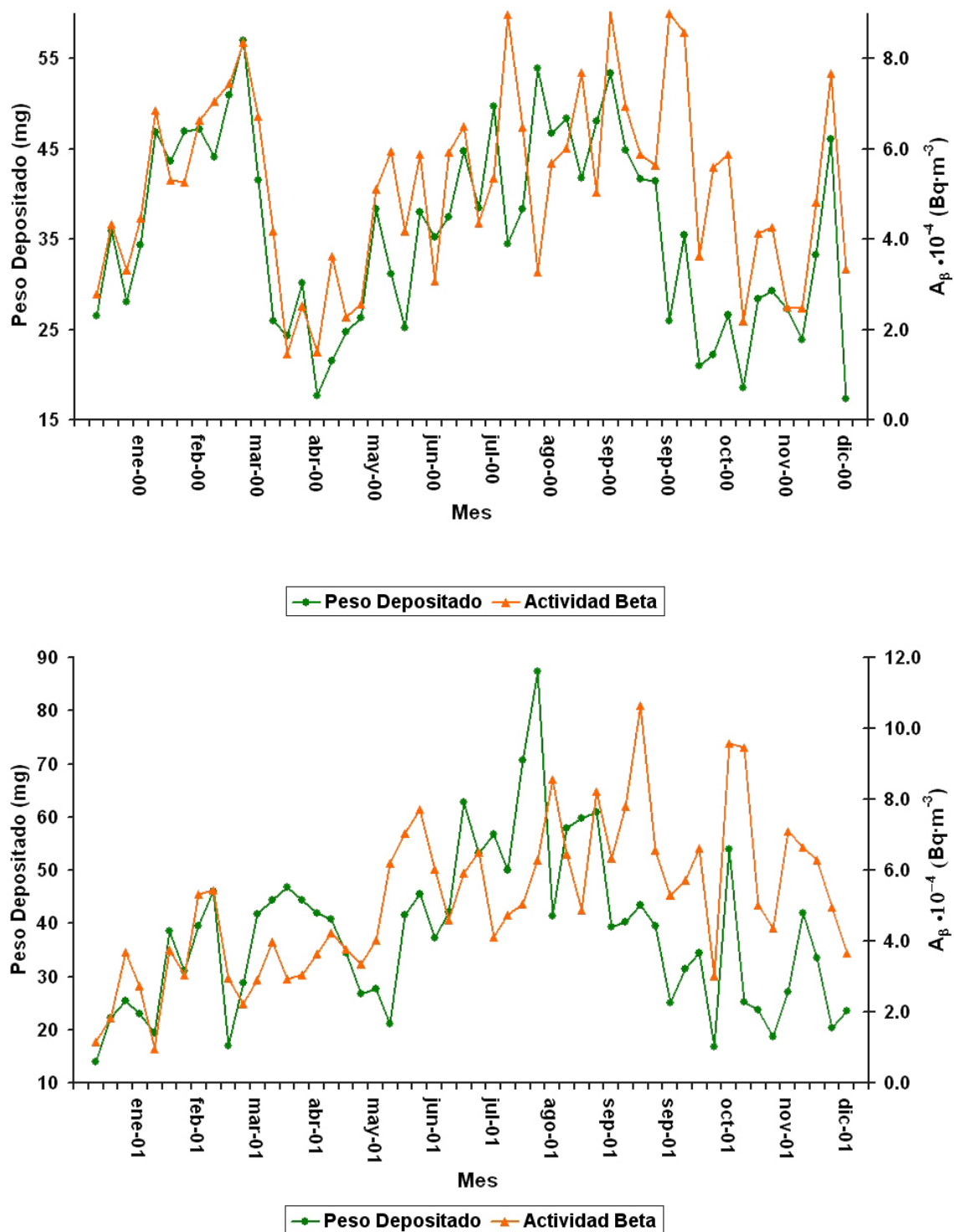


Figura 7.14. Variación de la actividad beta total en las muestras de aerosoles en los años 2000 y 2001.

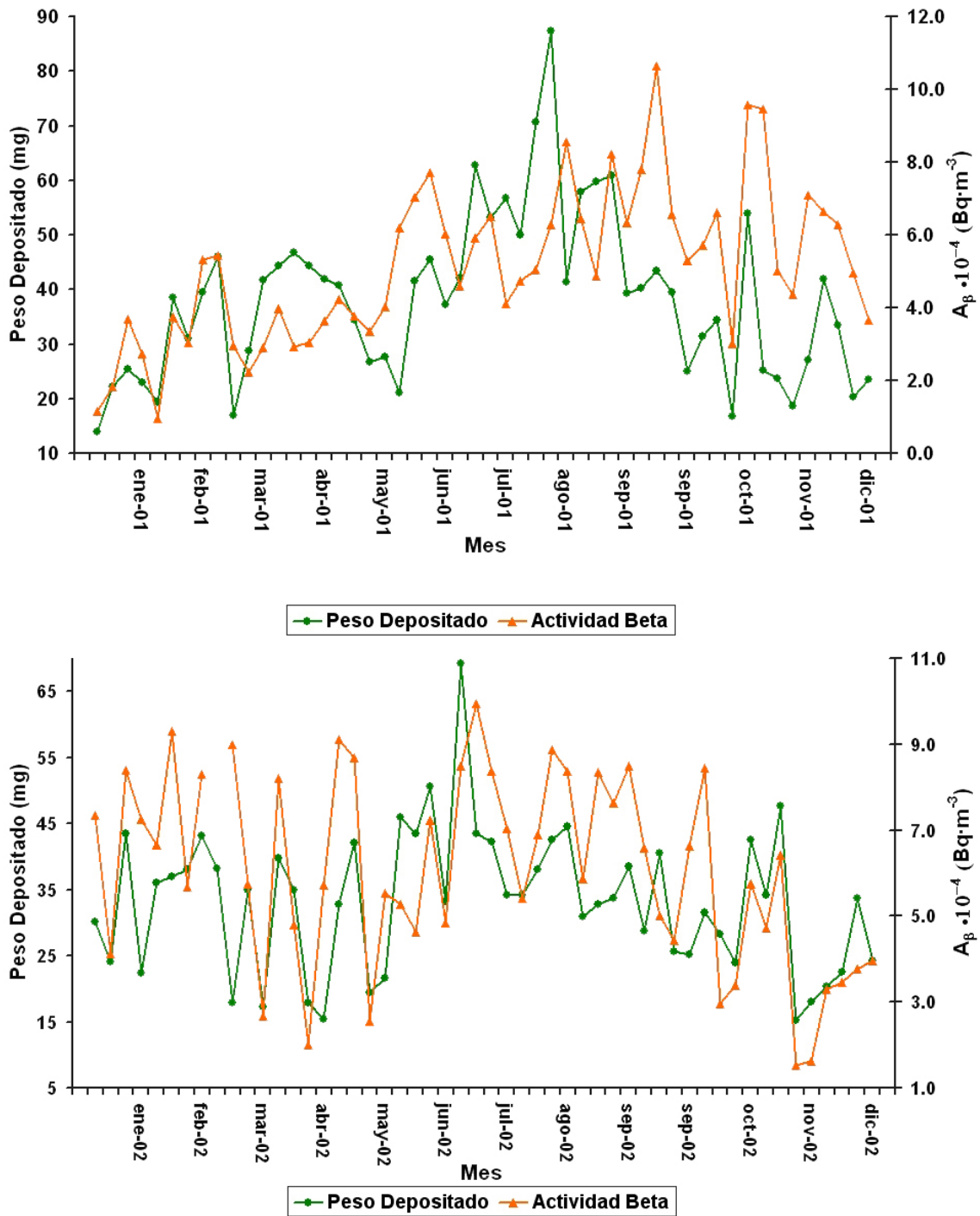


Figura 7.15. Variación de la actividad beta total en las muestras de aerosoles en los años 2002 y 2003.

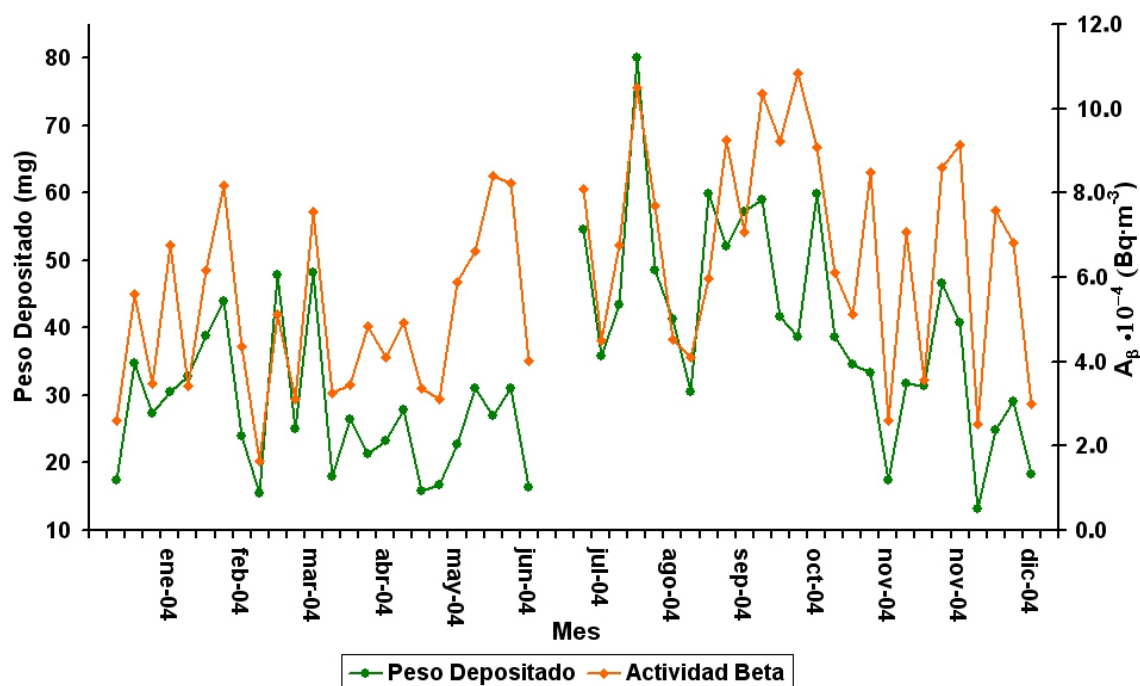


Figura 7.16. Variación de la actividad beta total en las muestras de aerosoles del año 2004.

### Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad beta total

En la **Tabla 7.11**, página 206, se muestran los estadísticos descriptivos determinados para el índice de actividad beta total: *media*, *mediana*, *media geométrica*, *desviación típica*, *valor mínimo*, *valor máximo*, *rango*, *curtosis*, *error típico de curtosis*, *asimetría*, *error típico de asimetría* y los valores de los percentiles del 25 %, 50 % y 75 %. El valor mínimo de la actividad beta total es de  $9.686 \cdot 10^{-05}$  Bq·m<sup>-3</sup> y su valor máximo de  $1.355 \cdot 10^{-03}$  Bq·m<sup>-3</sup>, con un rango de  $1.258 \cdot 10^{-03}$  Bq·m<sup>-3</sup>. La media del conjunto de datos es de  $5.553 \cdot 10^{-04}$  Bq·m<sup>-3</sup>, con una desviación típica de  $2.321 \cdot 10^{-04}$  Bq·m<sup>-3</sup>. La media geométrica de la actividad beta total es de  $5.028 \cdot 10^{-04}$  Bq·m<sup>-3</sup>. El percentil del 25 % se alcanza para los  $3.638 \cdot 10^{-04}$  Bq·m<sup>-3</sup>, el del 50 % para los  $5.449 \cdot 10^{-04}$  Bq·m<sup>-3</sup> y el del 75 % para los  $7.111 \cdot 10^{-04}$  Bq·m<sup>-3</sup>.

El coeficiente de asimetría es igual 0.359 lo que nos indica que la distribución de los datos es asimétrica hacia la derecha, es decir, la cola de la derecha será más larga que la de la izquierda. Por otro lado, el cociente entre el coeficiente de asimetría y el error típico de asimetría puede utilizarse como prueba de la normalidad de los datos, rechazándose la normalidad si la razón es menor que -2 o mayor que +2. En nuestro caso este cociente es igual a 2.362 por lo que los datos se separan ligeramente de la normalidad.

Tabla 7.11. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta en las muestras de aerosoles.

Actividad Beta Total ( $\text{Bq m}^{-3}$ )				
<b>Nº Total de Datos</b>	261	<b>Datos con A &gt;LID</b>	258	
<b>Media (M)</b>	$5.553 \cdot 10^{-04}$	<b>Desviación Típica (DT)</b>	$2.321 \cdot 10^{-04}$	
<b>Mediana (Me)</b>	$5.449 \cdot 10^{-04}$	<b>Media Geométrica (MG)</b>	$5.028 \cdot 10^{-04}$	
<b>Valor Máximo</b>	$1.355 \cdot 10^{-03}$	<b>Valor Mínimo</b>	$9.686 \cdot 10^{-05}$	
<b>Rango</b>	$1.258 \cdot 10^{-03}$			
<b>Asimetría</b>	0.359	<b>Error típ. de asimetría</b>	0.152	
<b>Curtosis</b>	-0.381	<b>Error típ. de curtosis</b>	0.302	
<b>Percentiles</b>				
<b>25 %</b>	$3.638 \cdot 10^{-04}$	<b>50 %</b>	$5.449 \cdot 10^{-04}$	<b>75 %</b> $7.111 \cdot 10^{-04}$

El coeficiente de curtosis de la distribución de los valores de actividad beta total es igual a  $-0.381$ , por lo que estamos ante una distribución *platicúrtica*, es decir, la distribución de los datos poseen un apuntamiento menor que la distribución normal. El cociente entre el coeficiente de curtosis y el error típico de curtosis es igual a  $-1.262$ , por lo que estaríamos ante una distribución normal. En la **Figura 7.17**, página 207, se muestra tanto el histograma de frecuencias como el gráfico *PP-Normal* de los valores de la actividad beta total, deduciéndose de ellos que los datos se pueden ajustar a una distribución normal. Para corroborar este hecho, vamos a utilizar el contraste Kolmogorov-Smirnov, aplicándolo a las distribuciones *uniforme*, *exponencial*, *normal* y *log-normal*. Los resultados obtenidos se muestran en la **Tabla 7.12** donde se puede apreciar que hay dos distribuciones estadísticamente significativas, para un intervalo de confianza del 95 %: la distribución *normal* y la *log-normal*. De estas dos distribuciones, la que posee un *p-Valor* más alto es la distribución *normal*, por lo que podemos concluir que los valores de actividad beta total se ajustan a dicha distribución, a diferencia de lo que ocurría con la actividad alfa total que sólo poseía distribución estadísticamente significativa para la distribución *log-normal*.

Tabla 7.12. Test de Kolmogorov-Smirnov para contrastar la distribución de la actividad beta total frente a distintas distribuciones teóricas.

Test de Kolmogorov-Smirnov			
Distribución	Dn	p-Valor	Significación
<i>Uniforme</i>	4.686	0.000	Se Rechaza al 95 %
<i>Exponencial</i>	4.777	0.000	Se Rechaza al 95 %
<i>Normal</i>	0.951	0.326	Se Acepta al 95 %
<i>Log-Normal</i>	1.262	0.083	Se Acepta al 95 %

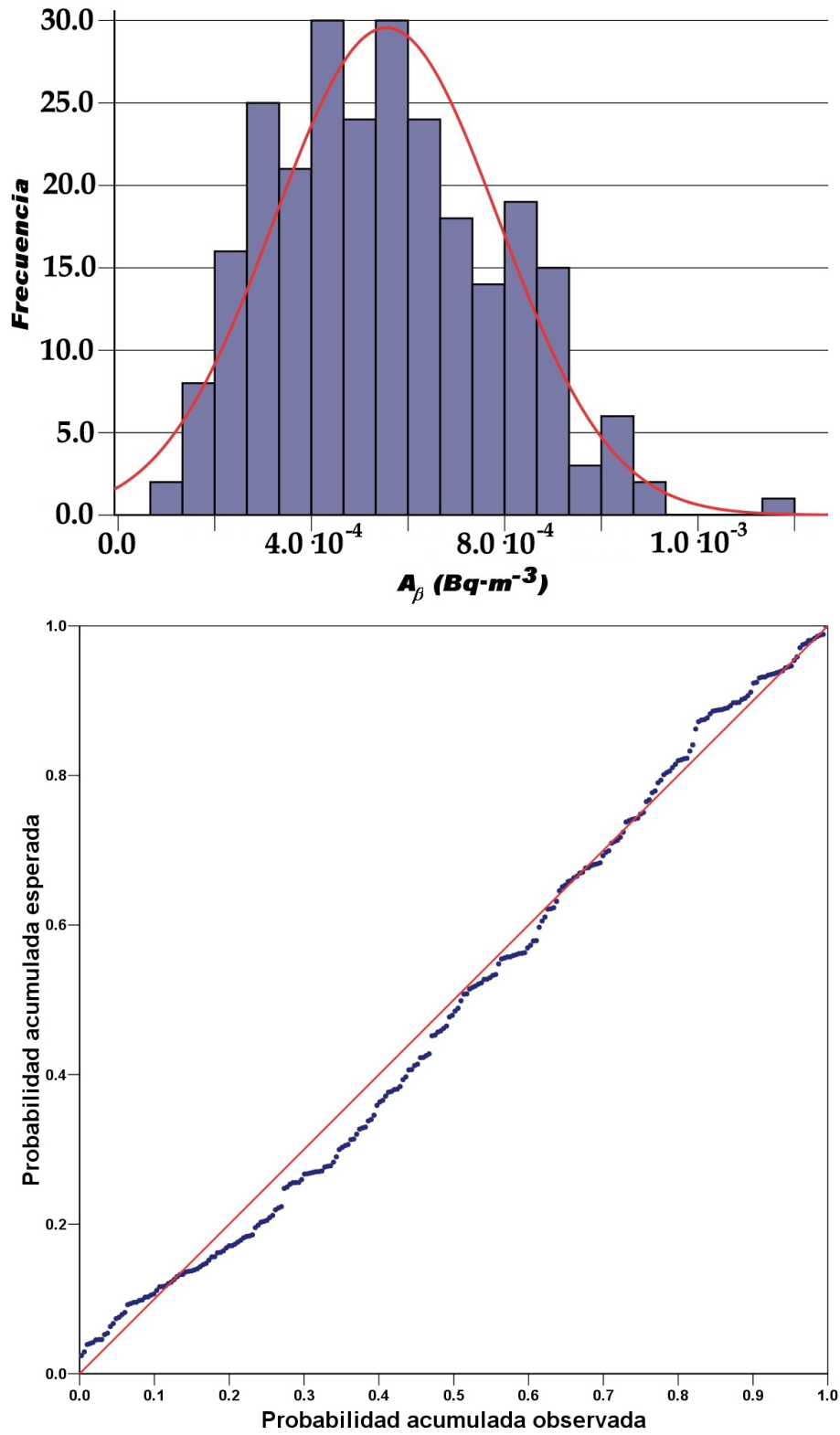


Figura 7.17. Histograma de frecuencias y gráfico PP-Normal de la actividad beta total.

### Diagramas de cajas y bigotes de la actividad beta total de todas las muestras

En la **Figura 7.18**, página 209, se muestra el diagrama de cajas de la actividad beta total correspondiente a todas las muestras ordenadas por mes y año. En él, se puede apreciar que de los 258 datos que poseen actividad mayor que el LID solo 7 son considerados valores atípicos. El rango intercuartílico de la actividad beta total, **RIQ**, es, generalmente, mucho mayor que el encontrado para la actividad alfa total (**Figura 7.8**, página 190), es decir, los valores de la actividad beta total presentan una mayor dispersión. El **RIQ** es mayor en los meses de octubre, noviembre y diciembre, exceptuando el año 2003 en el que los valores presentan una menor dispersión. El mes de abril muestra, generalmente, un **RIQ** pequeño, ya que este mes se caracteriza por tener un elevado número de días con precipitaciones. Los valores más elevados se alcanzan en los meses de julio, agosto y septiembre, coincidiendo con la estación en la que el régimen de lluvias es menor. En estos meses, el tamaño de los bigotes es menor, lo que sugiere que los valores están agrupados en torno a la mediana.

### Agrupación mensual de los valores de la actividad beta total

A continuación, vamos a agrupar los valores de la actividad beta total por meses, al objeto de determinar su variación mensual. En la **Tabla 7.13**, página 210, se muestra la media mensual de la actividad beta registrada en los cinco años de muestreo, así como, el número de muestras mensuales, el valor máximo, el valor mínimo y el rango. Examinando dicha tabla podemos concluir que:

- La variación que experimentan los valores de la actividad beta total es similar a la encontrada en la actividad alfa total, alcanzándose los valores más altos en los meses de agosto y septiembre. Por otra parte, presenta un máximo secundario en el mes de marzo al igual que ocurría con la actividad alfa total.
- Las actividades más bajas se han registrado en los meses de diciembre, enero y abril, coincidiendo con los meses en los que el número de días con lluvia es mayor.
- El rango más alto,  $9.441 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se da en el mes de agosto, ya que en este mes se alcanza, sistemáticamente, los valores más elevados de la de la actividad beta total, destacando el mes de agosto del año 2003, con un valor de  $1.355 \cdot 10^{-03} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ .
- En la **Figura 7.19**, página 210, se muestra la variación mensual de la actividad beta total, observándose un comportamiento cíclico, con valores máximos en la estación de verano y mínimos en la estación de invierno. El valor más bajo se da en el mes de abril, y a partir de él la actividad aumenta hasta alcanzar su valor máximo en el mes de agosto, a partir del cual, vuelve a disminuir hasta el mes de enero.
- Los valores de la actividad beta total son similares a los medidos en otros laboratorios españoles [**Dueñas et al., 2004** y **Hernández et al., 2005b**].



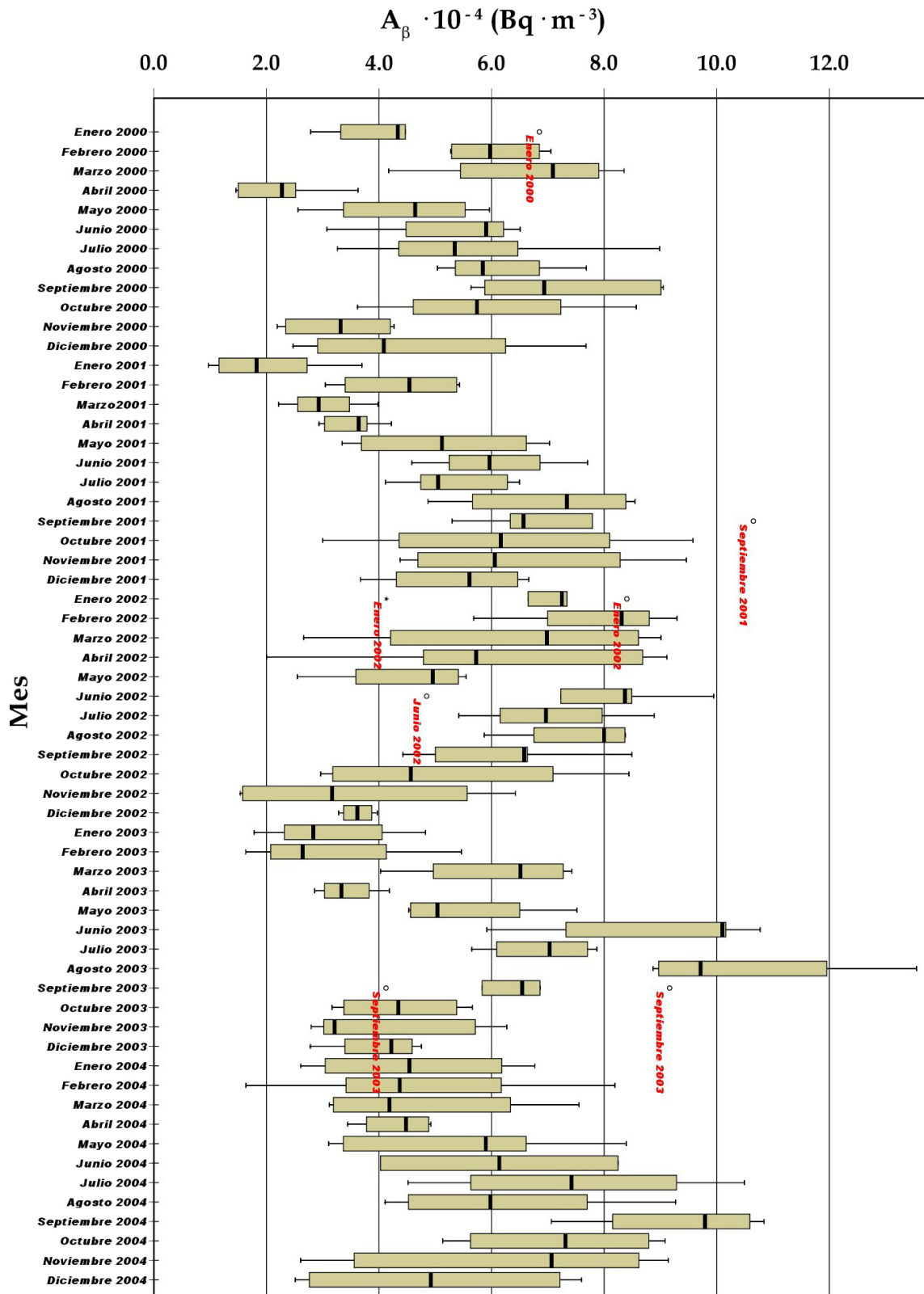


Figura 7.18. Variación de la actividad beta total en las muestras de aerosoles durante el período 2000 – 2004.

Tabla 7.13. Resumen mensual de la actividad beta total registrada en el período 2000-2004.

	Nº de Muestras <sup>a</sup>	Valor Mínimo	Valor Máximo	Rango	Media
<b>Enero</b>	24	$9.686 \cdot 10^{-05}$	$8.404 \cdot 10^{-04}$	$7.435 \cdot 10^{-04}$	$4.174 \cdot 10^{-04}$
<b>Febrero</b>	21	$1.632 \cdot 10^{-04}$	$9.294 \cdot 10^{-04}$	$7.662 \cdot 10^{-04}$	$4.993 \cdot 10^{-04}$
<b>Marzo</b>	20	$2.219 \cdot 10^{-04}$	$9.007 \cdot 10^{-04}$	$6.788 \cdot 10^{-04}$	$5.397 \cdot 10^{-04}$
<b>Abril</b>	23	$1.463 \cdot 10^{-04}$	$9.113 \cdot 10^{-04}$	$7.650 \cdot 10^{-04}$	$3.929 \cdot 10^{-04}$
<b>Mayo</b>	21	$2.550 \cdot 10^{-04}$	$8.392 \cdot 10^{-04}$	$5.842 \cdot 10^{-04}$	$5.044 \cdot 10^{-04}$
<b>Junio</b>	20	$3.076 \cdot 10^{-04}$	$1.077 \cdot 10^{-03}$	$7.694 \cdot 10^{-04}$	$7.052 \cdot 10^{-04}$
<b>Julio</b>	22	$3.265 \cdot 10^{-04}$	$1.049 \cdot 10^{-03}$	$7.225 \cdot 10^{-04}$	$6.399 \cdot 10^{-04}$
<b>Agosto</b>	21	$4.109 \cdot 10^{-04}$	$1.355 \cdot 10^{-03}$	$9.441 \cdot 10^{-04}$	$7.437 \cdot 10^{-04}$
<b>Septiembre</b>	24	$4.125 \cdot 10^{-04}$	$1.084 \cdot 10^{-03}$	$6.715 \cdot 10^{-04}$	$7.262 \cdot 10^{-04}$
<b>Octubre</b>	20	$2.965 \cdot 10^{-04}$	$9.578 \cdot 10^{-04}$	$6.613 \cdot 10^{-04}$	$5.774 \cdot 10^{-04}$
<b>Noviembre</b>	22	$1.536 \cdot 10^{-04}$	$9.462 \cdot 10^{-04}$	$7.926 \cdot 10^{-04}$	$4.788 \cdot 10^{-04}$
<b>Diciembre</b>	20	$2.473 \cdot 10^{-04}$	$7.677 \cdot 10^{-04}$	$5.204 \cdot 10^{-04}$	$4.514 \cdot 10^{-04}$

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ . <sup>a</sup> Muestras con actividades superiores al LID.

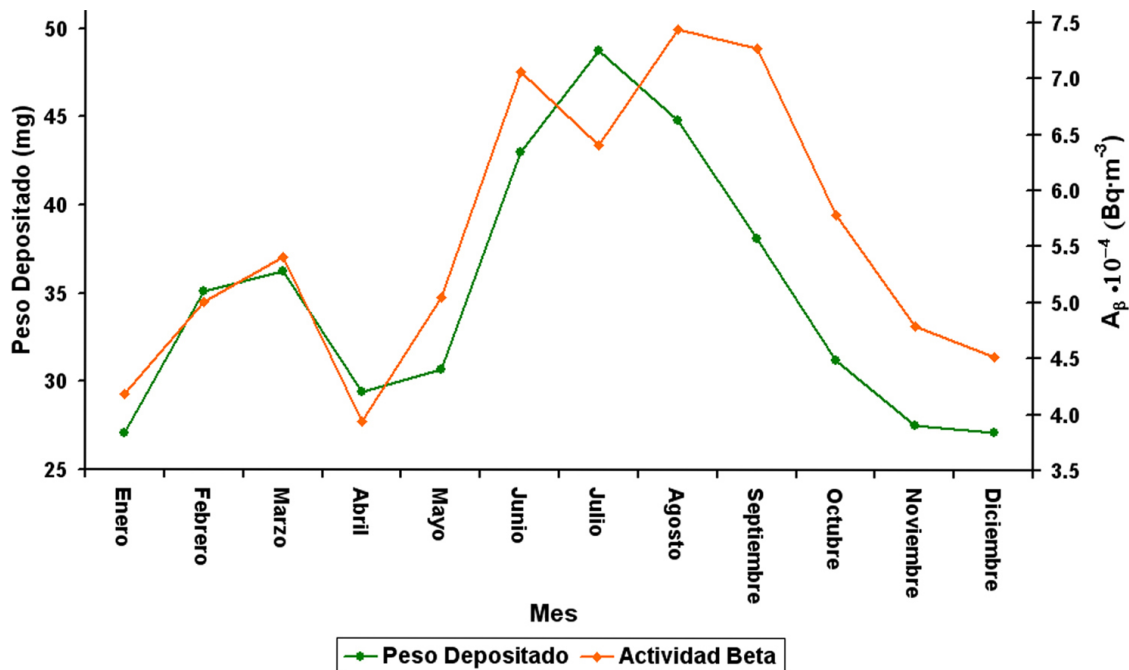
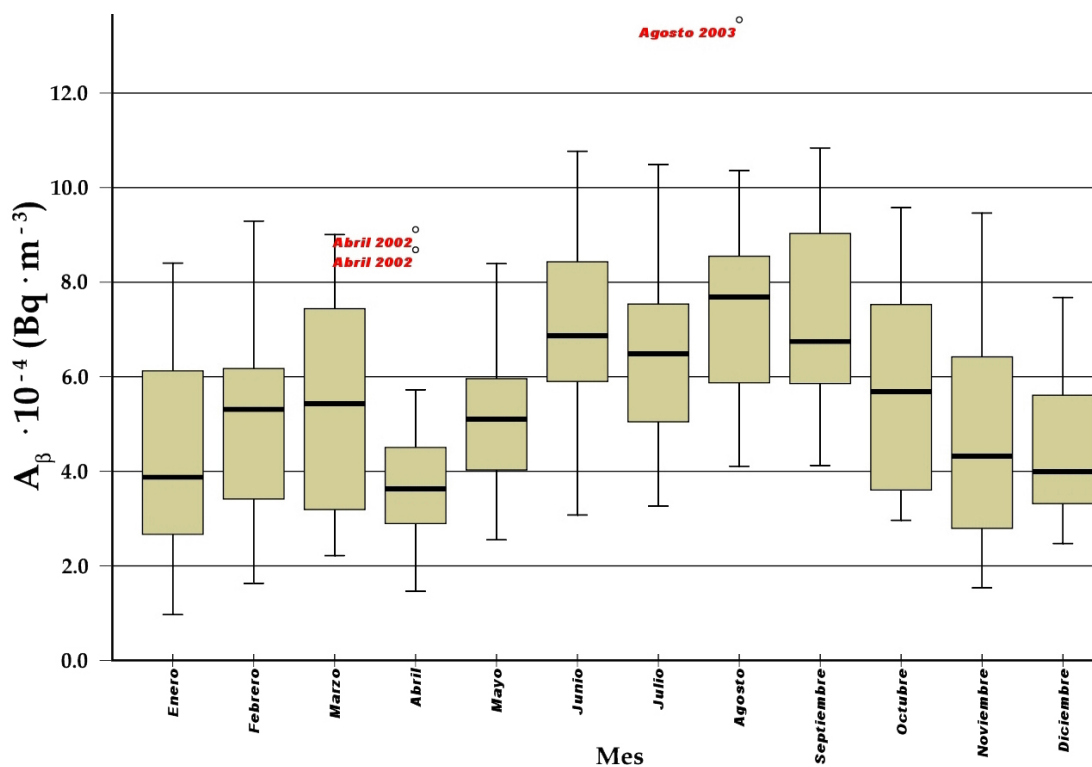


Figura 7.19. Variación de la actividad beta total mensual.

En la **Figura 7.20** presentamos el diagrama de cajas y bigotes de los valores de la actividad beta total agrupados por meses. En ella, se puede apreciar la simetría de los bigotes, indicativo de que estamos ante una distribución *normal*. La mediana de los meses de abril, mayo y octubre están prácticamente centradas, lo que sugiere que no predominan las actividades altas sobre las bajas, y viceversa. En el mes de agosto la mediana está desplazada hacia la parte superior, y por tanto, en este mes los valores altos son más habituales que los bajos. En los meses de enero, marzo, noviembre y octubre se observan cajas grandes, indicándonos que en estos meses la dispersión de los datos es más acusada. Los meses de abril y mayo poseen cajas pequeña, por lo que en ellos se produce una menor dispersión de los valores, coincidiendo con los meses en los que hay un mayor número de días con lluvias.



**Figura 7.20.** Diagrama de cajas y bigotes de la actividad beta total agrupada por meses.

Ahora, vamos a determinar si existen diferencias significativas entre las poblaciones muestrales que constituyen cada mes y, para ello, aplicaremos el **test de Kruskal-Wallis**. Los resultados de este test se muestran en la **Tabla 7.14**, página 212. En ella, se aprecia que el *p-Valor* es menor de 0.05, por lo que existen diferencias significativas entre los valores de la actividad beta total obtenidos en cada mes.

**Tabla 7.14.** Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad beta total agrupada por meses.

Test de Kruskal-Wallis					
Mes	Nº Datos	Rango	Mes	Nº Datos	Rango
Enero	24	86.75	Julio	22	159.59
Febrero	21	112.81	Agosto	21	185.95
Marzo	20	124.95	Septiembre	24	184.67
Abril	23	74.61	Octubre	20	137.25
Mayo	21	115.05	Noviembre	22	104.59
Junio	20	176.75	Diciembre	20	95.00
<b>Total</b>	258				
$\chi^2$	65.91	<i>g.l.</i> = 11	<b>p-Valor</b>	7.27·10 <sup>-10</sup>	

A continuación, mediante el *test de Rangos Múltiples*, para un intervalo de confianza del 95 %, y empleando el contraste basado en las *menores diferencias significativas de Fisher* o *LSD*, determinaremos los meses entre los que las diferencias observadas son significativas desde un punto de vista estadístico. Los resultados obtenidos se muestran en la **Tabla 7.15**, página 213, y a partir de ellos, realizaremos la agrupación estacional de los valores de la actividad beta total, procurando que a cada estación le corresponda el mayor número de meses homogéneos.

#### Agrupación estacional de los valores de la actividad beta total

De acuerdo con los resultados que figuran en la **Tabla 7.15**, página 213, hemos realizado la siguiente agrupación estacional de los valores de la actividad beta total:

- ☆ **Estación de invierno:** Enero, febrero y marzo.
- ☆ **Estación de primavera:** Abril, mayo y junio.
- ☆ **Estación de verano:** Julio, agosto y septiembre.
- ☆ **Estación de otoño:** Octubre, noviembre y diciembre.

Tabla 7.15. Resultados del test de rangos múltiples para la actividad beta total en aerosoles.

Test de Rangos Múltiples (Contraste LSD)											
Mes	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Sept.	Oct.	Nov.
Enero	✓										
Febrero	✓	✓									
Marzo	✓	✓	○								
Abril	✓	✓	✓	✓							
Mayo	○	○	○	○	○						
Junio	○	○	○	○	○	○					
Julio	○	○	✓	○	○	✓	✓				
Agosto	○	○	○	○	○	✓	✓	✓			
Septiembre	○	○	○	○	○	✓	✓	✓	○		
Octubre	○	✓	✓	○	✓	✓	✓	○	○	○	
Noviembre	✓	✓	✓	✓	✓	○	○	○	○	✓	
Diciembre	✓	✓	✓	✓	✓	○	○	○	○	✓	✓

○ Los meses difieren significativamente.  
 ✓ Los meses no difieren significativamente.

En la **Tabla 7.16** se muestran los estadísticos descriptivos más representativos de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta total. El valor mínimo de la actividad beta total,  $9.686 \cdot 10^{-05} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se alcanza en la estación de invierno y el valor máximo,  $1.355 \cdot 10^{-03} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se alcanza en el verano. Los coeficientes de asimetría obtenidos para cada estación son bajos y positivos lo que nos indica que la distribución de los datos presenta una ligera asimetría hacia la derecha. Por otra parte, si calculamos el cocientes entre el coeficiente de asimetría y el error típico de asimetría, para todas las estaciones, observamos que éste se encuentra comprendido en el intervalo  $-2$  a  $2$ , y por tanto, las distribuciones de los datos en las cuatro estaciones no se aleja de la normalidad.

El coeficiente de *curtosis* obtenido para las estaciones de invierno, primavera y otoño es negativo y pequeño, por lo que la distribución de los datos en estas estaciones es *platicúrtica*, es decir, el apuntamiento es menor que el de la distribución normal. En el caso de la estación de verano el coeficiente de *curtosis* es positivo, y por tanto, tenemos una distribución *leptocúrtica*. Si calculamos el cociente entre el coeficiente de *curtosis* y el *error típico de curtosis* para todas las estaciones, obtenemos que en todos los casos dicho cociente se encuentra dentro del intervalo de  $-2$  a  $2$ , por lo que los datos se ajustarían a una distribución *normal*.

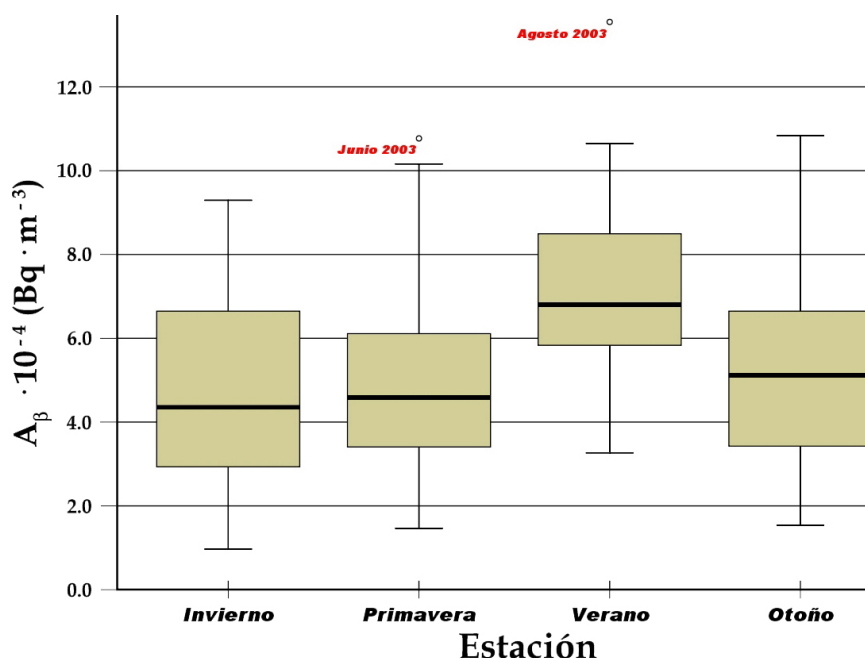
El valor más elevado de la media aritmética se alcanza en la estación de verano coincidiendo con la estación en la que se dan menores precipitaciones, mientras que el valor más bajo se da en la estación de invierno.

**Tabla 7.16.** Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total agrupado por estaciones.

	Invierno	Primavera	Verano	Otoño
<b>Nº Total de Datos</b>	65	65	67	64
<b>Datos con A &gt;LID</b>	64	64	66	64
<b>Media</b>	$4.692 \cdot 10^{-04}$	$5.026 \cdot 10^{-04}$	$7.115 \cdot 10^{-04}$	$5.329 \cdot 10^{-04}$
<b>Desviación Típica</b>	$2.155 \cdot 10^{-04}$	$2.136 \cdot 10^{-04}$	$1.992 \cdot 10^{-04}$	$2.244 \cdot 10^{-04}$
<b>Mediana</b>	$4.352 \cdot 10^{-04}$	$4.589 \cdot 10^{-04}$	$6.806 \cdot 10^{-04}$	$5.115 \cdot 10^{-04}$
<b>Media Geométrica</b>	$4.161 \cdot 10^{-04}$	$4.586 \cdot 10^{-04}$	$6.843 \cdot 10^{-04}$	$4.846 \cdot 10^{-04}$
<b>Valor Máximo</b>	$9.294 \cdot 10^{-04}$	$1.077 \cdot 10^{-03}$	$1.355 \cdot 10^{-03}$	$1.084 \cdot 10^{-03}$
<b>Valor Mínimo</b>	$9,686 \cdot 10^{-05}$	$1.463 \cdot 10^{-04}$	$3.265 \cdot 10^{-04}$	$1.536 \cdot 10^{-04}$
<b>Asimetría</b>	0.320	0.687	0.531	0.421
<b>Err. típ. de asimetría</b>	0.299	0.299	0.295	0.299
<b>Curtosis</b>	-0.889	-0.090	0.362	-0.607
<b>Err. típ. de curtosis</b>	0.590	0.590	0.582	0.590

Actividades expresadas en  $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ .

Si obtenemos el diagrama de cajas de los datos agrupados por estaciones, **Figura 7.21**, se observa que solo hay dos valores anómalos, a diferencia de lo que ocurría con la actividad alfa total. La caja correspondiente a la estación de invierno posee una mayor longitud lo que nos sugiere que los datos sufren una mayor dispersión, mientras que en el resto de estaciones la amplitud de la caja es menor, y por tanto, los datos están más agrupados. La caja de la estación de verano se caracteriza por contener los valores más altos de la actividad beta total, estando la mediana desplazada hacia la parte inferior de la caja, por lo que van a predominar las actividades más bajas sobre las más altas. Las estaciones de invierno y primavera también presentan la mediana desplazada hacia la parte inferior de la caja. En el caso de la estación de otoño la mediana se encuentra situada hacia la parte superior, predominando las actividades con valores altos sobre los bajos.



**Figura 7.21.** Diagrama de cajas de la actividad beta total agrupada por estaciones.

Para determinar la distribución a la que se ajustan los datos agrupados por estaciones aplicaremos el test de *Kolmogorov-Smirnov*. En la **Tabla 7.17**, página 216, se muestran los resultados obtenidos para cada una de las estaciones, así como, el  $p$  – Valor de cada una de las distribuciones contrastadas. Los resultados muestran que todas las estaciones se pueden ajustar tanto a una distribución *log-normal* como *normal*, pero en el caso del verano el  $p$  – Valor es más alto para la distribución *normal*, mientras que en el resto de estaciones el  $p$  – Valor más alto se obtiene para la distribución *log-normal*. La estación de invierno también se puede ajustar a una distribución *uniforme*, pero el  $p$  – Valor más alto se obtiene para la distribución *log-normal*.

**Tabla 7.17.** Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para distintas distribuciones de los datos de la actividad beta total agrupados por estaciones.

Test de Kolmogorov-Smirnov								
Distribución	Invierno		Primavera		Verano		Otoño	
	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>
<i>Uniforme</i>	1.047	0.261	2.121	<0.01	2.563	<0.01	1.749	0.011
<i>Exponencial</i>	2.357	<0.01	2.736	<0.01	3.552	<0.01	2.674	<0.01
<i>Normal</i>	0.731	0.358	0.937	0.221	0.748	0.442	0.723	0.131
<i>Log-Normal</i>	0.788	0.514	0.423	0.913	0.518	0.306	0.757	0.549

En azul se muestran las distribuciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

En la **Figura 7.22**, página 217, se ha representado el histograma con curva de normalidad obtenido para cada una de las estaciones. El histograma correspondiente a la estación de verano es el que mejor se ajusta a la distribución *normal*, y los valores más frecuentes de la actividad beta total se dan en el intervalo de  $5 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  a  $7 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , que ocupan la posición central de la distribución. En la estación de invierno se observa que los valores más frecuentes son los correspondientes a bajas actividades, estando éstas comprendidas en el intervalo de  $2 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  a  $4 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . En la estación de primavera se observa que los valores de la actividad beta total se agrupan en un intervalo muy estrecho, entre  $3 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y  $5 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . En el caso de la estación de otoño se observan dos máximos, uno correspondientes a las actividades comprendidas en el intervalo de  $3 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  a  $4 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  que es análogo al de la estación de invierno, y el otro comprendido entre  $5 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y  $6 \cdot 10^{-4} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  que es similar al de la estación de verano, lo que sugiere que la actividad beta total del mes de octubre se comporta como la de la estación de verano, mientras que la de los meses de noviembre y diciembre como la de la estación de invierno.

A continuación, vamos a determinar si existen diferencias significativas en la actividad beta total medida en cada una de las estaciones, y para ello, aplicaremos la prueba **Mann-Whitney-Wilcoxon**. En la **Tabla 7.18**, página 218, se muestran los resultados obtenidos de la prueba *Mann-Whitney-Wilcoxon* para un nivel de confianza del 95%. Estos resultados nos indican que no existen diferencias significativas entre los valores de la actividad beta total medidos en las estaciones de invierno, primavera y otoño, mientras que los valores de la estación de verano difieren de los obtenidos en las otras. El valor del  $p - Valor$  nos sugiere que las diferencias son menores entre las estaciones de otoño y primavera, y entre las de invierno y primavera.



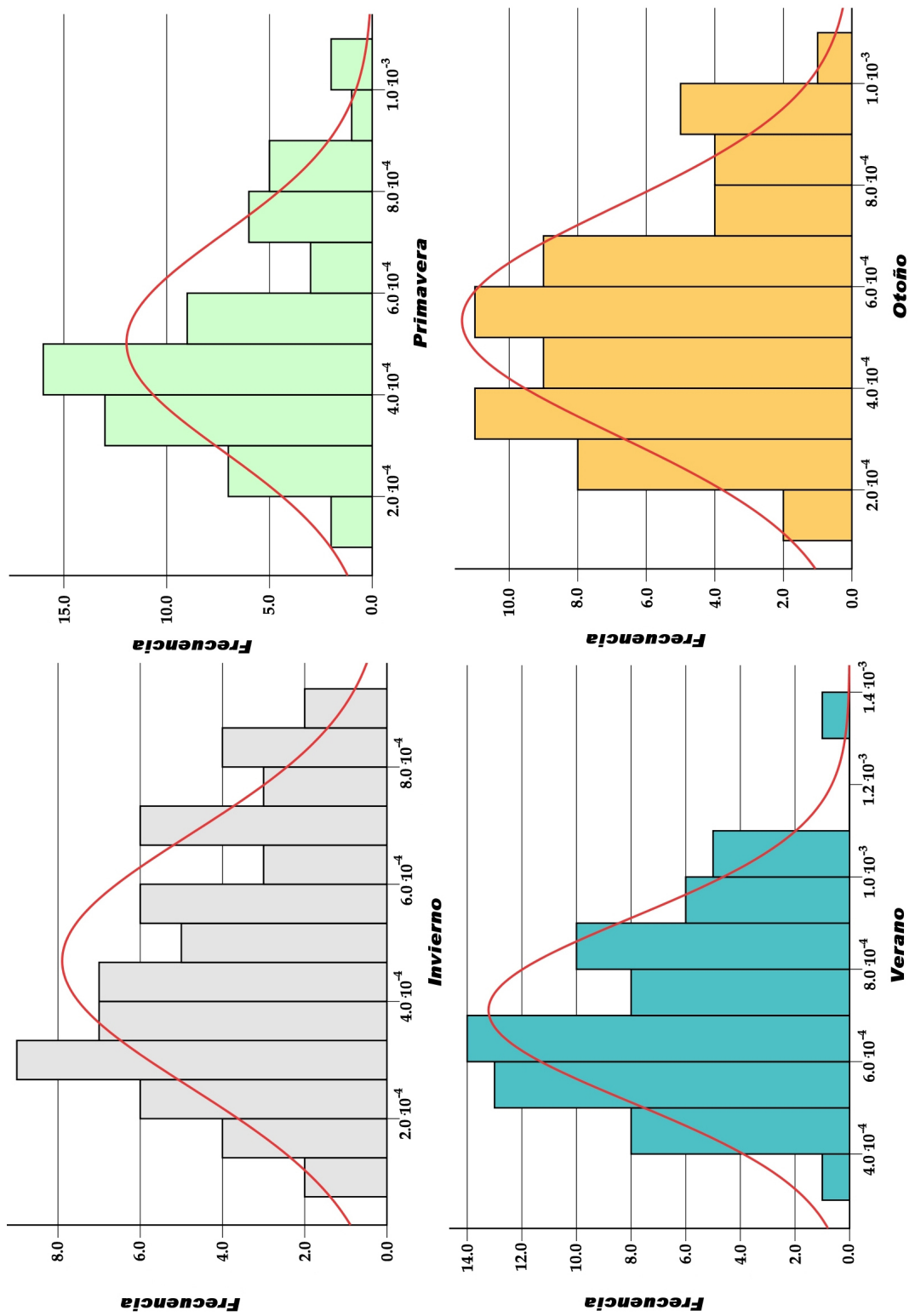


Figura 7.22. Histogramas de la actividad beta total agrupada por estaciones.

**Tabla 7.18.** Resultados del test Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad beta total agrupada por estaciones.

	Primavera		Verano		Otoño	
	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>
Invierno	1862.0	0.375	897.0	0.000	1738.0	0.140
Primavera			968.0	0.000	1885.0	0.437
Verano					1173.0	0.000

Donde *U* es el valor del estadístico del test de Mann-Whitney-Wilcoxon.

En verde se muestra las estaciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

### Variación anual de los valores de la actividad beta total

En este apartado, estudiaremos el comportamiento anual de la actividad beta total en las muestras de aerosoles. En la **Tabla 7.19**, página 219, se muestran los estadísticos descriptivos de la agrupación anual de sus valores. El valor mínimo,  $9.686 \cdot 10^{-05} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se alcanza en el año 2001 y el valor máximo,  $1.355 \cdot 10^{-03} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , en el año 2003. El valor más alto de la media,  $6.056 \cdot 10^{-04} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se obtiene en el año 2002, mientras que en los años 2000 y 2001 los valores de la media están muy próximos, al igual que ocurre con los años 2002 y 2004. El coeficiente de *asimetría* es mayor que cero para todos los años, exceptuando el año 2003 en el que dicho cociente es negativo, y por tanto, en el primar caso, estaríamos ante distribuciones asimétricas, con la cola de la derecha más larga que la de la izquierda, mientras que en el segundo caso la asimetría es hacia la izquierda. El coeficiente de *curtosis* es negativo para los años 2000, 2001, 2002 y 2004, por lo que estaríamos ante distribuciones con un apuntamiento menor que el de la distribución *normal*. En el año 2003 el coeficiente de curtosis es positivo, y por tanto, la distribución posee un apuntamiento superior al de la distribución *normal*. El cociente entre el valor de *curtosis* y el error típico de curtosis se encuentra en el intervalo  $-2$  a  $2$  por lo que el apuntamiento de las distribuciones de los datos ordenados por años no se aleja, excesivamente, de la normalidad. Por otro lado, el cociente entre el coeficiente de asimetría y el error típico de asimetría se encuentra comprendido dentro del intervalo  $-2$  a  $2$  para todos los años, y por tanto, estaríamos ante distribuciones que no se alejan de la normalidad.

Si obtenemos el diagrama de cajas de los datos agrupados por años, **Figura 7.23**, página 219, se observa que la caja correspondiente al año 2002 se encuentra desplazada hacia valores altos. En el caso del año 2004 se puede apreciar que el tamaño de la caja es mayor, lo que nos indica que la dispersión de los datos es más acusada. En los años 2000 y 2004 la mediana se encuentra desplazada hacia la parte superior de la caja, y por tanto, predominan los valores altos sobre los bajos, mientras que en el resto de los años se da la situación inversa. Por otra parte, la línea verde del diagrama de cajas representa la media obtenida a partir de todos los valores de la actividad beta total, y como podemos observar, las actividades beta registradas

en los distintos años del período de muestreo se distribuyen en torno a ella.

Tabla 7.19. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total agrupado por años.

	Año 2000	Año 2001	Año 2002	Año 2003	Año 2004
<b>Datos</b>	52	52	52	53	52
<b>Válidos</b>	52	52	51	53	50
<b>Media</b>	$5.149 \cdot 10^{-04}$	$5.121 \cdot 10^{-04}$	$6.056 \cdot 10^{-04}$	$5.525 \cdot 10^{-04}$	$5.939 \cdot 10^{-04}$
<b>DT</b>	$2.026 \cdot 10^{-04}$	$2.141 \cdot 10^{-04}$	$2.255 \cdot 10^{-04}$	$2.626 \cdot 10^{-04}$	$2.433 \cdot 10^{-04}$
<b>Mediana</b>	$5.291 \cdot 10^{-04}$	$4.976 \cdot 10^{-04}$	$5.872 \cdot 10^{-04}$	$5.100 \cdot 10^{-04}$	$5.939 \cdot 10^{-04}$
<b>MG</b>	$4.707 \cdot 10^{-04}$	$4.027 \cdot 10^{-04}$	$5.544 \cdot 10^{-04}$	$4.939 \cdot 10^{-04}$	$5.414 \cdot 10^{-04}$
<b>V. Máx.</b>	$9.051 \cdot 10^{-04}$	$1.065 \cdot 10^{-03}$	$9.947 \cdot 10^{-04}$	$1.355 \cdot 10^{-03}$	$1.084 \cdot 10^{-03}$
<b>V. Mín.</b>	$1,463 \cdot 10^{-04}$	$9.686 \cdot 10^{-05}$	$1.536 \cdot 10^{-04}$	$1.632 \cdot 10^{-04}$	$1.634 \cdot 10^{-04}$
<b>Rango</b>	$7,588 \cdot 10^{-04}$	$9.681 \cdot 10^{-04}$	$8.411 \cdot 10^{-04}$	$1.192 \cdot 10^{-03}$	$9.206 \cdot 10^{-04}$
<b>Asimet.</b>	0.121	0.398	-0.264	0.850	0.214
<b>Er. típ. A.</b>	0.330	0.330	0.333	0.327	0.337
<b>Curtosis</b>	-0.731	-0.037	-0.939	0.472	-1.033
<b>Er. típ. C.</b>	0.650	0.650	0.656	0.644	0.662

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

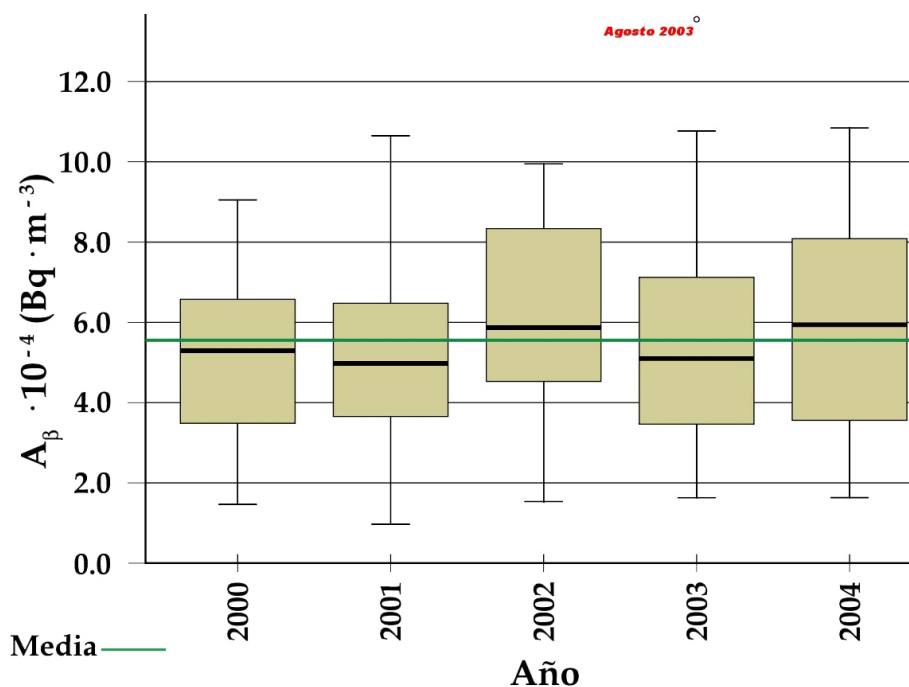


Figura 7.23. Diagrama de cajas de la actividad beta total agrupada por años.

A continuación, determinaremos si existen diferencias significativas en la actividad beta total medida en cada uno de los años del período de muestreo, y para ello, aplicaremos la prueba *Mann-Whitney-Wilcoxon*. En la **Tabla 7.20** se muestran los resultados obtenidos para esta prueba, y de ellos se desprende que solo existen diferencias significativas entre los años 2000, 2001 y 2002. En el resto de las comparaciones no existen diferencias significativas, ya que el  $p - Valor$  es mayor de 0.05.

**Tabla 7.20.** Resultados del test Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad beta total agrupada por años.

	Prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon							
	Año 2001		Año 2002		Año 2003		Año 2004	
	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>
Año 2000	1331.0	0.891	1019.0	0.043	1326.0	0.739	1056.0	0.102
Año 2001			995.0	0.029	1312.0	0.672	1064.0	0.114
Año 2002					1126.0	0.143	1219.0	0.704
Año 2003							1163.0	0.285

Donde  $U$  es el valor del estadístico del test de Mann-Whitney-Wilcoxon.

En verde se muestran los años para los que  $p - Valor > 0.05$ .

### 7.2.3. Estudio de la correlación entre el peso de aerosoles depositado y la actividad alfa total y beta total

En este apartado, estudiaremos si existe correlación entre el peso de aerosoles depositado y la actividad alfa total y beta total medida. Para ello, emplearemos el **coeficiente de correlación por rangos de Spearman**, ya que dicho coeficiente se aplica cuando una o varias de las variables a contrastar no se distribuyen normalmente. Este coeficiente de correlación mide la asociación entre órdenes de rangos<sup>11</sup>, y por tanto, no nos da el grado de asociación de los valores de las variables sino el de las clasificaciones por rangos. La expresión que nos permite calcular este coeficiente viene dada por la ecuación:

$$\rho = 1 - \left[ 6 \cdot \sum_i d_i^2 \right] \cdot [N^3 - N]^{-1} \quad (7.8)$$

donde:

$$d_i = x_i - y_i.$$

<sup>11</sup>Se entiende por rango de un valor de una variable al lugar que ocupa dicho valor en el conjunto total de valores de la variable, cuando sus valores han sido ordenados de menor a mayor.

Este coeficiente también recibe el nombre de **coeficiente de correlación ordinal**, y por ser un coeficiente de correlación varía entre  $-1$  y  $1$ . Cuando la concordancia de los rangos es perfecta entonces  $d_i = x_i - y_i = 0$  y  $\rho = 1$ . Cuando la discordancia es perfecta  $\rho = -1$ . Cuando no hay concordancia ni discordancia  $\rho = 0$ .

En la **Tabla 7.21** se muestran los resultados obtenidos para el *coeficiente de correlación ordinal*, cumpliéndose que los valores de éste son prácticamente similares tanto para la actividad alfa total como para la actividad beta total, siendo positivo en ambos casos, lo que nos sugiere que existe concordancia entre el peso de aerosoles depositado y las actividades medidas.

**Tabla 7.21.** Resultados obtenidos del coeficiente de correlación por rangos de Spearman entre el peso de aerosoles depositado y los valores de la actividad alfa total y beta total medidos.

Coeficiente de Correlación de Spearman		
	Peso de Aerosoles Depositado (mg)	
	$\rho$	Significación
Actividad alfa total	0.596	Correlación Significativa al 99.0 %
Actividad beta total	0.594	Correlación Significativa al 99.0 %

Para determinar el grado de dependencia que existe entre el peso de aerosoles depositado y las actividades medidas vamos a emplear el **coeficiente de correlación de Pearson**. El uso de dicho coeficiente requiere que las variables a contrastar posean una distribución normal, y es por ello, que en el caso de la actividad alfa total emplearemos el  $\ln(A_\alpha)$ .

El **coeficiente de correlación de Pearson** se denota por la letra  $r$  y mide la relación lineal entre dos variables y su sentido, si es directo o inverso. Cuando la relación es perfectamente lineal dicho coeficiente vale  $1$  ó  $-1$ . Cuando el coeficiente tiene un valor próximo a cero podemos considerar dos situaciones: Que no exista relación entre las variables analizadas o que dicha relación no es lineal. Este coeficiente es adimensional y se obtiene calculando la covarianza entre las variables, que es una medida de asociación que depende de las unidades empleadas en la medida de las variables. Después se divide por el producto de cada una de las desviaciones típicas de ambas variables, resultando una medida de asociación adimensional. Por tanto, el *coeficiente de correlación de Pearson* entre dos variables  $X$  e  $Y$  vendrá dado por la

expresión:

$$r = \frac{S_{xy}^2}{S_x \cdot S_y} \quad (7.9)$$

$$r = \sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^k (x_i - \bar{x}) \cdot (y_j - \bar{y}) \cdot n_{ij} \cdot \left( \sqrt{\sum_{i=1}^h (x_i - \bar{x})^2 \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y})^2} \right)^{-1}$$

A continuación, debemos establecer si el coeficiente de correlación de Pearson es significativo, y para ello, planteamos el siguiente contraste estadístico:

$$t_{cal} = \frac{|r| \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (7.10)$$

donde:

$r$ , es el coeficiente de correlación de Pearson.

$n$ , es el número de datos.

El estadístico  $t_{cal}$  posee una distribución  $t - Student$  con  $n - 2$  grados de libertad.

La hipótesis a plantear es:

$$\mathbf{Hipótesis nula} \implies \mathbf{H_0}: t_{tab} \geq t_{cal}$$

$$\mathbf{Hipótesis alternativa} \implies \mathbf{H_1}: t_{tab} < t_{cal}$$

En la **Tabla 7.22**, página 223, se muestra el valor del coeficiente de correlación de Pearson obtenido para la correlación entre: el peso depositado y la actividad beta total, y el peso depositado y el logaritmo neperiano de la actividad alfa total, así como, el valor de  $t_{cal}$ . En los dos casos se cumple que el valor de  $t_{cal}$  es mayor que el  $t_{tab}$ <sup>12</sup>, y por tanto, la correlación es significativa para un intervalo de confianza del 99.0%. El valor de  $r$  es positivo para los dos índices de actividad lo que nos indica que existe una relación directa entre el peso depositado y los índices de actividad alfa total y beta total, resultado que es consistente con el obtenido mediante el *coeficiente de correlación por rangos de Spearman*.

---

<sup>12</sup>El valor de  $t_{tab}$  para un intervalo de confianza del 99.0% y  $n - 2$  grados de libertad, donde  $n$  es igual a 258, es de 2.358.

**Tabla 7.22.** Resultados obtenidos del coeficiente de correlación de Pearson entre el peso de aerosoles depositado y los valores de la actividad beta total y el logaritmo neperiano de la actividad alfa total.

Coeficiente de Correlación de Pearson			
Peso de Aerosoles Depositado (mg)			
	<b>r</b>	<b>t<sub>cal</sub></b>	<b>Significación</b>
$Ln(A_\alpha)$	0.579	11.362	Correlación Significativa al 99.0 %
$A_\beta$	0.552	10.592	Correlación Significativa al 99.0 %

#### 7.2.4. Estudio de la correlación entre la actividad alfa total y beta total

En este apartado vamos a estudiar si existe correlación entre los valores medidos de la actividad alfa total y beta total. Para ello, vamos aplicar el **coeficiente de correlación por rangos de Kendall**  $\mathcal{T}_b$ , que es una prueba no paramétrica de la correlación entre variables basada en los rangos. Dicho coeficiente de correlación nos permite obtener información de la dirección en la que se produce la relación entre las dos variables: una *relación positiva* indica que los valores altos de una variables se asocian con los valores altos de la otra, y los valores bajos, con valores bajos; una *relación negativa* indica que los valores altos de una variable se asocian con los valores bajos de la otra, y los valores bajos con los altos.

Para la aplicación de esta prueba se consideran los rangos de las  $N$  categorías de las variables  $A$  y  $B$ , siendo  $(x_i, y_i)$  los pares de valores de los rangos. Se toman los rangos de la primera variable por orden de menor a mayor y se clasifican las observaciones de acuerdo con esos rangos  $(x_i^* = 1, 2, \dots, N)$ , con lo que obtenemos una nueva secuencia de rangos para la segunda variable  $(y_i^*)$ , de manera que los pares  $(x_i^*, y_i^*)$  tienen las mismas componentes que los pares  $(x_i, y_i)$  para todo  $i = 1, \dots, N$ . A continuación, se compara cada  $y_i^*$  con cada uno de los siguientes y se considera el indicador  $I_i$  que vale  $-1$  si en la comparación se ha producido una inversión en el orden natural, y vale  $1$  en caso contrario. Sumando todos lo valores obtenidos por el indicador se obtiene un valor  $S$  que nos permite calcular  $\mathcal{T}_b$ :

$$\mathcal{T}_b = \frac{2 \cdot S}{\sqrt{(P + Q + X_0) \cdot (P + Q + Y_0)}} \quad (7.11)$$

donde:

$P$ , es el número de pares de observaciones en los que los rangos siguen la misma dirección.

$Q$ , es el número de pares de observaciones en la que los rangos siguen direcciones

opuestas.

$X_0$ <sup>13</sup>, es el número de pares ligados sobre la variable  $X$ .

$Y_0$ <sup>14</sup>, es el número de pares ligados sobre la variable  $Y$ .

$\mathcal{T}_b$  puede tomar los valores comprendidos en el intervalo  $-1 \leq \mathcal{T}_b \leq 1$ , dándose una asociación perfecta positiva cuando  $\mathcal{T}_b = 1$ , y negativa cuando  $\mathcal{T}_b = -1$ . La independencia de las variables se dará cuando  $\mathcal{T}_b = 0$ , y su dependencia será tanto mayor cuanto más se aproxime  $\mathcal{T}_b$ , en valor absoluto, a la unidad.

El valor de la  $\mathcal{T}_b$  de *Kendall* calculado para la relación entre la actividad alfa total y beta total considerando todas las muestras es de 0.48, siendo esta correlación significativa para un intervalo de confianza del 99.0 %, y por tanto, valores altos de la actividad alfa total van estar relacionados con valores altos de la actividad beta total.

Si realizamos la agrupación mensual de los valores de la actividad alfa total y beta total, de los cinco años de muestreo, y determinamos a que distribución se ajusta los datos, mediante el *test de Kolmogorov-Smirnov*, obtenemos los resultados de la **Tabla 7.23**. En ella, se puede apreciar que los datos se pueden ajustar tanto a una distribución *normal* como *log-normal*.

**Tabla 7.23.** *Test de Kolmogorov-Smirnov para contrastar la distribución a la que se ajustan los datos de la actividad alfa total y beta total agrupados por meses.*

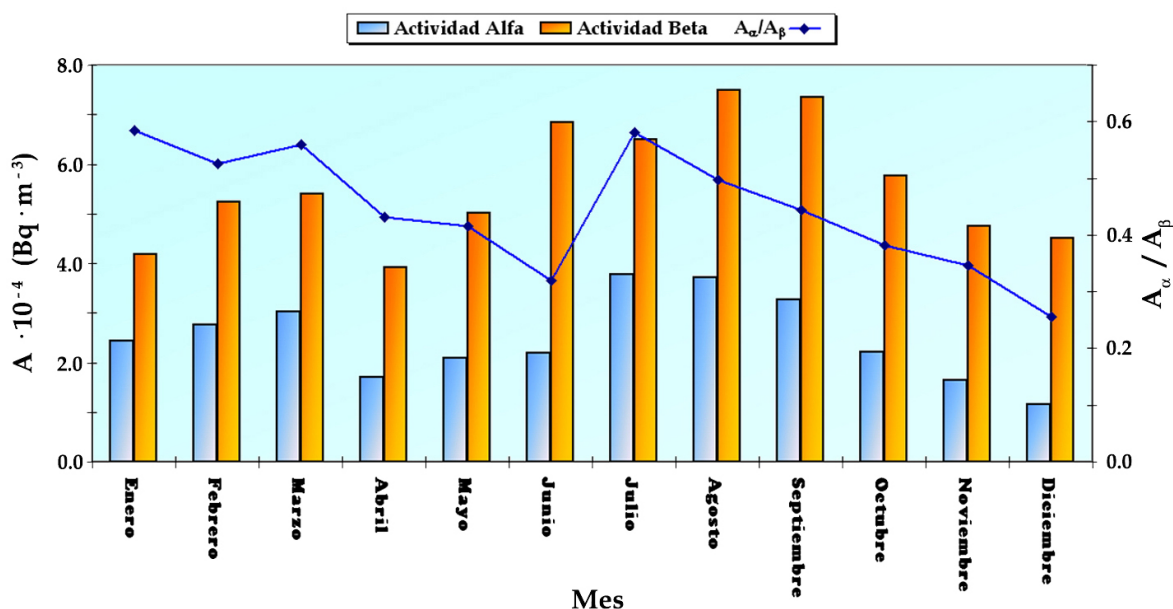
Test de Kolmogorov-Smirnov				
Distribución	Actividad Alfa Total		Actividad Beta Total	
	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor
<i>Uniforme</i>	0.445	0.000	0.270	0.000
<i>Exponencial</i>	0.290	0.000	0.384	0.000
<i>Normal</i>	0.106	0.138	0.077	0.165
<i>Log-Normal</i>	0.067	0.924	0.122	0.277

<sup>13</sup>El número de pares ligados sobre la variable  $X$  por filas se obtiene multiplicando la frecuencia observada en cada celda de la tabla por las de cada una de las celdas situadas en la misma fila, pero a la derecha de ella, y sumando los productos.

<sup>14</sup>El número de pares ligados sobre la variable  $Y$  por columnas se obtiene multiplicando la frecuencia observada en cada celda de la tabla por las de cada una de las celdas situadas en la misma columna, pero por debajo de ella, y sumando los productos.



A continuación, determinaremos el coeficiente de correlación de Pearson para la actividad alfa total y beta total agrupada por meses. El valor de dicho coeficiente,  $r = 0.723$ , muestra una fuerte correlación lineal entre los valores mensuales de la actividad alfa total y beta total, hecho que se pone de manifiesto en la **Figura 7.24**. En esta figura también hemos representado el cociente entre la actividad alfa total y beta total,  $A_\alpha/A_\beta$ . Los valores que toma este cociente son muy superiores a los informados por otros autores [Chamberlain, 1991, Dueñas et al., 2004, Hernández et al., 2005b y García-Talavera et al., 2001], y están comprendidos en el intervalo  $0.256 - 0.584$ , con un valor medio igual a  $0.445$ . Los valores más altos se alcanzan en los meses de enero, febrero, marzo y julio, con valores de  $0.584, 0.526, 0.559$  y  $0.581$ , respectivamente, coincidiendo los tres primeros con la estación de invierno y el último con el inicio de la estación de verano.



**Figura 7.24.** Relación entre la actividad alfa total y beta total agrupada por meses.

En la **Figura 7.25**, página 226, se muestra la agrupación estacional de la actividad alfa total y beta total, así como, la variación del cociente  $A_\alpha/A_\beta$ . En dicha figura, se observa que el valor más bajo de la  $A_\alpha$  se alcanza en la estación de otoño, mientras que los valores de la  $A_\beta$  son muy similares a los medidos en la estación de invierno, lo que da lugar a que el cociente  $A_\alpha/A_\beta$  sea mínimo en esta estación.

Por otro lado, en la estación de invierno se observa como  $A_\alpha$  aumenta notablemente con respecto a la actividad medida en el otoño, mientras que la  $A_\beta$  toma valores muy similares, lo que origina que el valor del cociente  $A_\alpha/A_\beta$  sea máximo en la estación de invierno. Algunos au-

tores [García-Talavera et al., 2001, UNSCEAR, 2000 y Beck and Miller, 1980] atribuyen este hecho al incremento que se produce en esta estación en el uso de combustibles fósiles en las calderas destinadas a la calefacción, y por otro lado, debemos tener en cuenta que en esta estación son muy frecuentes los procesos de inversión térmica que favorece el aumento en la concentración de los descendientes del  $^{222}\text{Rn}$  [El-Hussein et al., 2001].

En la estación de verano el cociente  $A_\alpha/A_\beta$  alcanza un valor elevado, hecho que se puede justificar atendiendo a la escasez de precipitaciones que hay en esta estación, lo que origina un aumento en la concentración de aerosoles, y a que según **IaKovleva and Ryzhakova, 2003**, altas temperaturas ambientales dan lugar a altas concentraciones de radón en el suelo, que unido a la baja humedad relativa de la estación de verano, favorece la emanación de éste, dando lugar a un aumento de sus niveles en el aire, y por tanto, aumentará el cociente  $A_\alpha/A_\beta$ .

Estas fluctuaciones estacionales de los índices de actividad alfa total y beta total ponen de manifiesto la fuerte influencia de las variables meteorológicas, resultados que están en consonancia con los obtenidos por **García-Talavera et al., 2001, Dueñas et al., 2004, Vecchi et al., 2005 Adeniyi and Oladiran, 2006**, etc.

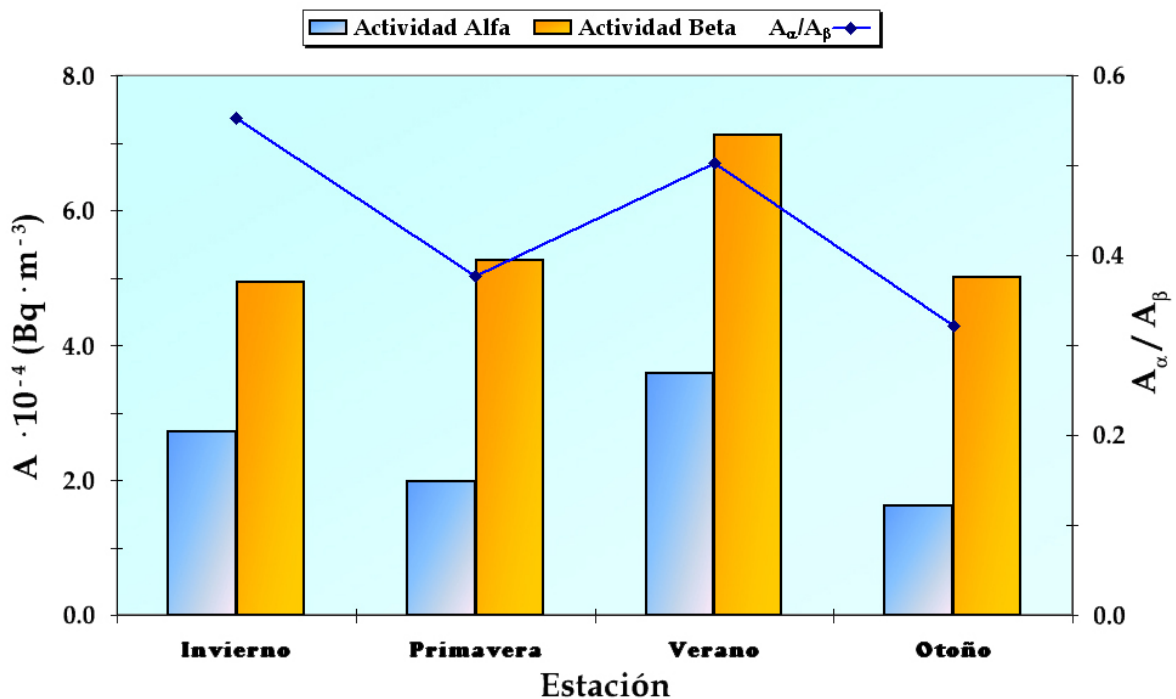


Figura 7.25. Relación entre la actividad alfa total y beta total agrupada por estaciones.

### 7.2.5. Relación de la actividad alfa total y beta total con los radionucleidos emisores gamma presentes en las muestras de aerosoles

En este apartado vamos a estudiar la relación entre los índices de actividad alfa total y beta total con los radionucleidos emisores gamma presentes en las muestras de aerosoles. Los emisores gamma se han medido empleando la técnica de espectrometría gamma, y para ello, hemos utilizado el detector de germanio descrito en el **capítulo 2**.

Las actividades de los emisores gamma se determinaron a partir de la agrupación mensual de los filtros de aerosoles. Estas medidas se realizaron acumulando cuatro o cinco muestras semanales, dependiendo del mes, y se midieron juntas en una caja Petri, lo que nos permite tener una mayor cantidad de muestra y una reducción de los límites de detección. Sin embargo, el número de medidas realizadas anualmente es menor. El tiempo de medida empleado fue de 1500 min. El cálculo de las actividades detectadas se realizó mediante el programa **Genie-2000 v.1.4 [Canberra Nuclear, 2000]** con un error de  $\pm 1.96 \cdot \sigma$ , y las actividades fueron corregidas a la mitad del período de muestreo.

Los radionucleidos emisores gamma que han presentado actividades superiores al límite inferior de detección son:  ${}^7\text{Be}$ ,  ${}^{40}\text{K}$ ,  ${}^{210}\text{Pb}$  y  ${}^{214}\text{Bi}$ . En la **Tabla 7.24** se muestran los estadísticos descriptivos más significativos de cada uno de ellos.

**Tabla 7.24.** Estadísticos descriptivos de los radionucleidos emisores gamma detectados en las muestras de aerosoles.

	${}^7\text{Be}$	${}^{40}\text{K}$	${}^{210}\text{Pb}$	${}^{214}\text{Bi}$
<b>Datos</b>	60	60	60	60
<b>A &gt;LID</b>	60	45	43	44
<b>Media</b>	$3.488 \cdot 10^{-03}$	$3.212 \cdot 10^{-03}$	$9.769 \cdot 10^{-04}$	$1.048 \cdot 10^{-03}$
<b>Desviación Típica</b>	$1.197 \cdot 10^{-03}$	$1.158 \cdot 10^{-03}$	$4.523 \cdot 10^{-04}$	$1.556 \cdot 10^{-04}$
<b>Mediana</b>	$3.264 \cdot 10^{-03}$	$3.292 \cdot 10^{-03}$	$9.797 \cdot 10^{-04}$	$1.043 \cdot 10^{-03}$
<b>MG</b>	$3.230 \cdot 10^{-03}$	$2.979 \cdot 10^{-03}$	$9.377 \cdot 10^{-04}$	$1.037 \cdot 10^{-03}$
<b>V. Máximo.</b>	$5.583 \cdot 10^{-03}$	$5.544 \cdot 10^{-03}$	$2.074 \cdot 10^{-03}$	$1.382 \cdot 10^{-03}$
<b>V. Mínimo.</b>	$4,233 \cdot 10^{-04}$	$9.046 \cdot 10^{-04}$	$5.220 \cdot 10^{-04}$	$7.323 \cdot 10^{-04}$
<b>Rango</b>	$5,160 \cdot 10^{-03}$	$4.639 \cdot 10^{-03}$	$1.552 \cdot 10^{-03}$	$6.497 \cdot 10^{-04}$
<b>Asimetría.</b>	-0.170	0.086	1.371	0.052
<b>Er. típ. Asimetría</b>	0.309	0.354	0.361	0.357
<b>Curtosis</b>	-0.658	-0.442	3.557	-0.667
<b>Er. típ. Curtosis.</b>	0.608	0.695	0.709	0.702

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

Una vez que hemos obtenido los estadísticos descriptivos que caracterizan las actividades de los emisores gamma, determinaremos la ley de distribución que cumplen sus actividades, y para ello, emplearemos el *test de Kolmogorov-Smirnov*, obteniendo los resultados de la **Tabla 7.25**, página 228. En dicha tabla, se puede apreciar que todos ellos se pueden ajustar a una distribución *normal*, exceptuando el  $^{210}\text{Pb}$ , que solo se ajusta a una distribución *log-normal*. Las actividades de los radionucleidos  $^{40}\text{K}$  y  $^{214}\text{Bi}$  también se pueden ajustar a una distribución *uniforme*. El  $^{40}\text{K}$  presentan el *p-Valor* más altos para la distribución *normal*, mientras que el  $^{214}\text{Bi}$  posee el *p-Valor* más alto para la distribución *log-normal*. Por otra parte, el  $^7\text{Be}$  sólo se ajusta a la distribución *normal*, con un *p-Valor* de 0.180.

**Tabla 7.25.** Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para las distribuciones de las actividades del  $^7\text{Be}$ ,  $^{40}\text{K}$ ,  $^{210}\text{Pb}$  y  $^{214}\text{Bi}$ .

Test de Kolmogorov-Smirnov								
Distribución	$^7\text{Be}$		$^{40}\text{K}$		$^{210}\text{Pb}$		$^{214}\text{Bi}$	
	<i>Dn</i>	<i>p-Valor</i>	<i>Dn</i>	<i>p-Valor</i>	<i>Dn</i>	<i>p-Valor</i>	<i>Dn</i>	<i>p-Valor</i>
<i>Uniforme</i>	0.229	0.005	0.138	0.186	0.472	0.000	0.133	0.085
<i>Exponencial</i>	0.359	0.000	0.331	0.000	0.414	0.000	0.503	0.000
<i>Normal</i>	0.090	0.180	0.066	0.992	0.170	0.006	0.082	0.597
<i>Log-Normal</i>	0.109	0.009	0.124	0.500	0.125	0.366	0.092	0.653

En azul se muestran las distribuciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

Para determinar si existe correlación de las actividades de los radionucleidos  $^7\text{Be}$ ,  $^{40}\text{K}$ ,  $^{210}\text{Pb}$  y  $^{214}\text{Bi}$  con los índices de actividad alfa total y beta total emplearemos el *coeficiente de correlación de Pearson*, y para ello, debemos considerar que la actividad del  $^{210}\text{Pb}$  no se distribuye según la ley de distribución *normal*, por lo que en este caso emplearemos el logaritmo neperiano de su actividad. En la **Tabla 7.26**, página 229, se muestra el valor del coeficiente de correlación de Pearson, así como, el signo del mismo. En el caso de la actividad alfa total el coeficiente de correlación más alto se obtiene para el logaritmo neperiano de la actividad del  $^{210}\text{Pb}$ , con un  $r = 0.484$ , mientras que para la actividad beta total el coeficiente de correlación más elevado se obtiene para el  $^7\text{Be}$ , con un  $r = 0.634$ .

El valor del coeficiente de correlación obtenido entre el índice de actividad alfa total y el  $^{210}\text{Pb}$  viene a confirma la relación existente entre los valores que toma este índice y los descendientes del  $^{222}\text{Rn}$ . Por otra parte, en numerosos trabajos de investigación se ha establecido la fuerte relación existente entre la concentración del  $^{222}\text{Rn}$  y la de sus descendientes,  $^{214}\text{Pb}$ ,

$^{214}\text{Bi}$ ,  $^{210}\text{Pb}$ , ..., etc., con las variables meteorológicas [El-Hussein et al., 2001, Caillet et al., 2001, Dueñas et al., 2001, Celestina Baciú, 2005, Vecchi et al., 2005, Singh et al., 2005 y Todorovic et al., 2005].

**Tabla 7.26.** Resultados obtenidos del coeficiente de correlación de Pearson entre la actividad alfa total, beta total y los radionucleidos emisores gamma.

Coeficiente de Correlación de Pearson						
	$A_\alpha$			$A_\beta$		
	r	$t_{cal}$	Significación	r	$t_{cal}$	Significación
$^7\text{Be}$	0.268	2.119	Sig. al 95.0 %	0.634	6.244	Sig. al 99.0 %
$^{40}\text{K}$	0.336	2.339	Sig. al 95.0 %	0.462	3.416	Sig. al 99.0 %
$^{214}\text{Bi}$	0.374	2.613	Sig. al 95.0 %	0.367	2.557	Sig. al 95.0 %
$Ln(A_{210Pb})$	0.484	3.584	Sig. al 99.0 %	0.412	2.930	Sig. al 95.0 %

En el caso del índice de actividad beta total se observa una fuerte correlación con el  $^7\text{Be}$ . Este radionucleido es de origen cosmogénico y su concentración en el aire está enormemente influenciada por las condiciones meteorológicas [Dutkiewicz and Husain, 1985, Dueñas et al., 1999, Yu and Lee, 2002 y Azahara et al., 2004], de aquí que pensemos que las variaciones observadas en el índice de actividad beta total estén estrechamente ligadas a las fluctuaciones de las variables meteorológicas, lo que justificaría la estacionalidad observada en el mismo.

### 7.2.6. Estudio de la variabilidad de la actividad del $^{90}\text{Sr}$

La determinación del  $^{90}\text{Sr}$  en las muestras de aerosoles requiere el empleo del método de separación radioquímica descrito en el **Capítulo 6**, página 151. Para aplicar dicho método se han agrupado las muestras de aerosoles semanales en trimestres, obteniéndose un total de 20 muestras, para el período de muestreo 2000 - 2004, de las que 17 están formadas por 13 filtros y 3 por 14. En la **Tabla 7.27**, página 230, se muestran los resultados obtenidos para cada muestra, siendo éstos similares a los determinados por otros laboratorios que forman parte de la **Red de Estaciones de Muestreo, REM**, y que están situados en la vertiente mediterránea [González Calvo et al., 2004]. De los 20 análisis realizados hemos encontrado actividad superior al *LID* en 15 de ellos. En los años 2000 y 2001 se han obtenido actividades superiores al *LID* en los cuatro trimestres, mientras que en el 2002 sólo en tres de ellos, y en los años 2003 y 2004 en los 2 primeros trimestre del año.

Tabla 7.27. Valores medidos de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  en las muestras de aerosoles.

Muestra	Actividad $^{90}\text{Sr}$ ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	LID ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	A < LID
PP - 1ºTrimestre-00	$6.3\cdot 10^{-6} \pm 8\cdot 10^{-7}$	$1.1\cdot 10^{-6}$	
PP - 2ºTrimestre-00	$2.4\cdot 10^{-6} \pm 8\cdot 10^{-7}$	$1.1\cdot 10^{-6}$	
PP - 3ºTrimestre-00	$1.9\cdot 10^{-6} \pm 7\cdot 10^{-7}$	$1.1\cdot 10^{-6}$	
PP - 4ºTrimestre-00	$6\cdot 10^{-6} \pm 2\cdot 10^{-6}$	$2.1\cdot 10^{-6}$	
PP - 1ºTrimestre-01	$3\cdot 10^{-6} \pm 1\cdot 10^{-6}$	$1.6\cdot 10^{-6}$	
PP - 2ºTrimestre-01	$1.1\cdot 10^{-6} \pm 5\cdot 10^{-7}$	$7.6\cdot 10^{-7}$	
PP - 3ºTrimestre-01	$2.9\cdot 10^{-6} \pm 8\cdot 10^{-7}$	$1.2\cdot 10^{-6}$	
PP - 4ºTrimestre-01	$9.8\cdot 10^{-6} \pm 6\cdot 10^{-7}$	$9.7\cdot 10^{-7}$	
PP - 1ºTrimestre-02	$6.8\cdot 10^{-6} \pm 2\cdot 10^{-6}$	$2.2\cdot 10^{-6}$	
PP - 2ºTrimestre-02	$2.3\cdot 10^{-6} \pm 1\cdot 10^{-6}$	$1.9\cdot 10^{-6}$	
PP - 3ºTrimestre-02	—	$2.6\cdot 10^{-6}$	✗
PP - 4ºTrimestre-02	$8.7\cdot 10^{-7} \pm 5\cdot 10^{-7}$	$7.8\cdot 10^{-7}$	
PP - 1ºTrimestre-03	$2.8\cdot 10^{-6} \pm 9\cdot 10^{-7}$	$1.2\cdot 10^{-6}$	
PP - 2ºTrimestre-03	$9.3\cdot 10^{-7} \pm 4\cdot 10^{-7}$	$6.5\cdot 10^{-7}$	
PP - 3ºTrimestre-03	$2.6\cdot 10^{-7} \pm 6\cdot 10^{-7}$	$1.0\cdot 10^{-6}$	✗
PP - 4ºTrimestre-03	$3.8\cdot 10^{-7} \pm 5\cdot 10^{-7}$	$8.7\cdot 10^{-7}$	✗
PP - 1ºTrimestre-04	$3.4\cdot 10^{-6} \pm 8\cdot 10^{-7}$	$1.1\cdot 10^{-6}$	
PP - 2ºTrimestre-04	$1.3\cdot 10^{-6} \pm 7\cdot 10^{-7}$	$1.2\cdot 10^{-6}$	
PP - 3ºTrimestre-04	$9.6\cdot 10^{-7} \pm 7\cdot 10^{-7}$	$1.1\cdot 10^{-6}$	✗
PP - 4ºTrimestre-04	$1.0\cdot 10^{-7} \pm 8\cdot 10^{-7}$	$1.3\cdot 10^{-6}$	✗

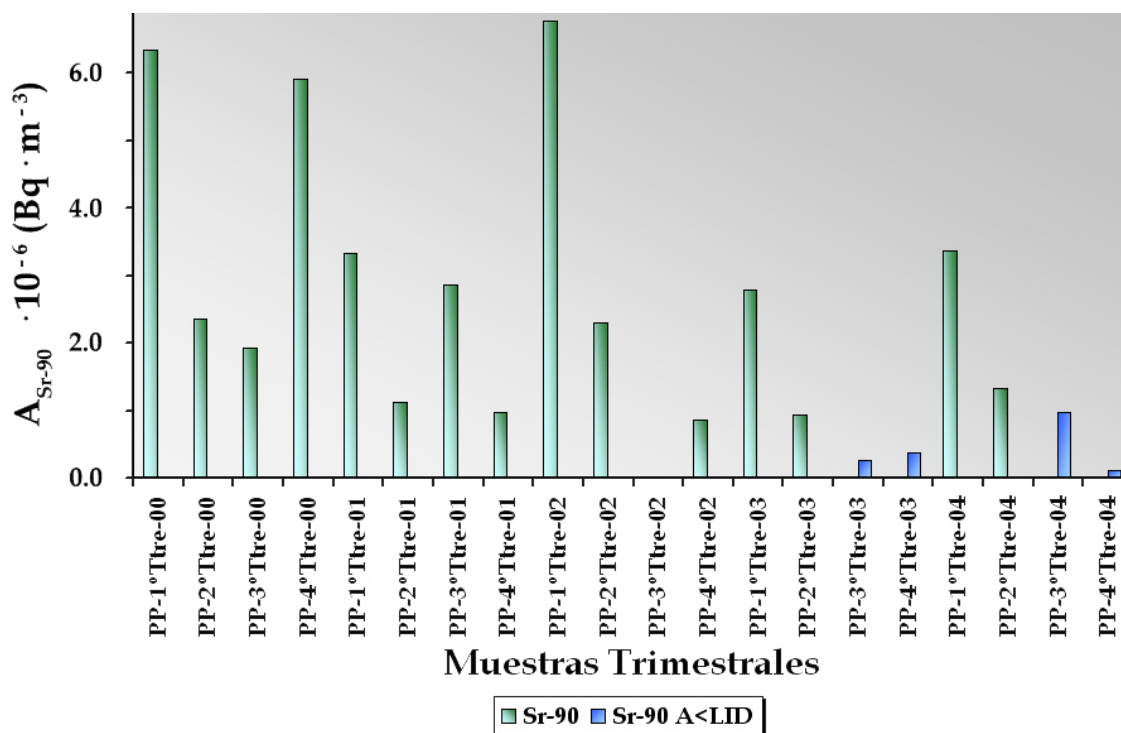
✗ Muestra con actividad inferior al LID.

Si representamos como varía la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  en cada una de las muestras que conforman el período de muestreo, obtenemos la **Figura 7.26**<sup>15</sup>, página 231. En dicha figura podemos observar que los valores más altos se dan en el primer y cuarto trimestre del año 2000, cuarto trimestre de 2001, primer y cuarto trimestre de 2002, mientras que los valores más bajos, se suelen obtener en el segundo y tercer trimestre.

Para justificar las variaciones observadas en la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ , debemos considerar que este radionucleido es de origen artificial y que su presencia en el medio ambiente es debida a su liberación en los ensayos nucleares realizados en la atmósfera o sobre la superficie terrestre, a lo largo del siglo XX. Por tanto, su detección en las muestras de aerosoles se deberá al fallout y a la resuspensión de las partículas de polvo. En este último factor influye de forma determinante las intrusiones de masas de aire procedentes de la región del Sahel y del desierto

<sup>15</sup>En azul se muestran los valores de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  que son mayores que cero pero menores que el LID

del Sahara, que arrastran grandes cantidades de partículas en suspensión, hecho que se puede apreciar en la **Figura 7.27**, página 232.



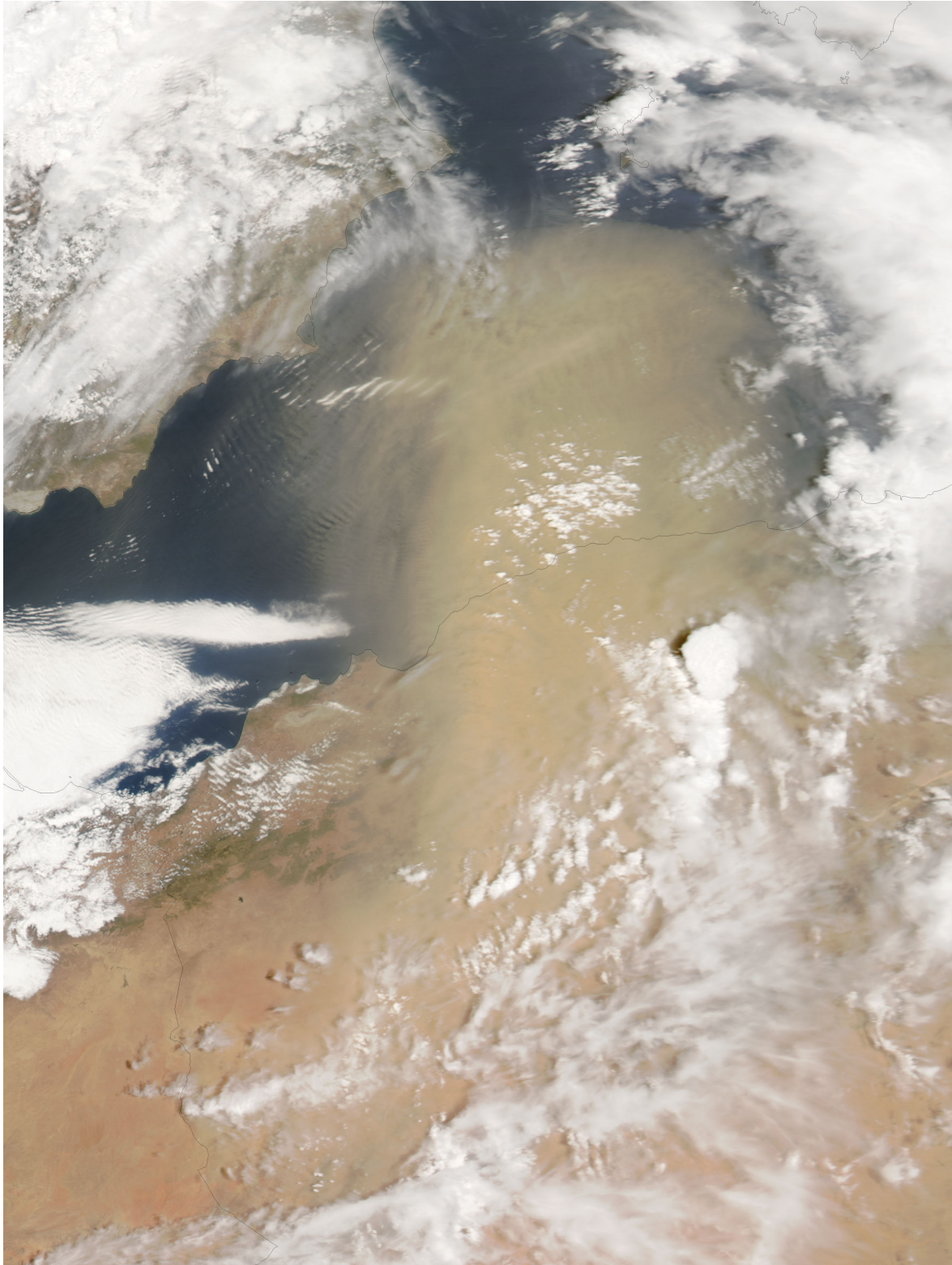
**Figura 7.26.** Variación de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  a lo largo del período de muestreo.

Las intrusiones de estas masas de aire sobre la Península Ibérica originan un incremento en las concentraciones de partículas  $\text{PM}_{10}$ <sup>16</sup>, superándose ampliamente los niveles fijados en la **Directiva 1999/30/CE**<sup>17</sup>, sobre **Calidad del Aire**, en el que se establecen unos valores límites para  $\text{PM}_{10}$  de  $20 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$  como valor medio diario anual, no pudiéndose superar los  $50 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$  diarios en más de siete días al año<sup>18</sup> [**DOCE L 163, 1999**].

<sup>16</sup>Son aquellas partículas que poseen un diámetro inferior a  $10 \mu\text{m}$ .

<sup>17</sup>Transpuesta al ordenamiento jurídico español mediante el **RD 1073/2002** [**BOE N°260, 2002**].

<sup>18</sup>Estos valores límites son de obligado cumplimiento a partir del año 2010, pero a la hora de determinarlos se deben distinguir las fuentes antropogénicas de las naturales, siendo este el caso de las intrusiones de polvo procedentes del norte de África y del Sahel. En la actualidad, se ha fijado una etapa transitoria que abarca desde el año 2005 al 2010, con unos valores límites más permisivos:  $40 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$  como valor medio diario anual, no pudiendo superar los  $50 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$  diarios en más de 35 días al año.



**Figura 7.27.** *Aporte de polvo desde el desierto del Sahara a la Península Ibérica* [<http://earthobservatory.nasa.gov>].



Según **Querol et al., 2004**, la frecuencia de las intrusiones de polvo procedentes del Sahara o del Sahel sobre la zona meridional de la Península Ibérica es relativamente alta, con un valor medio de 16 a 19 episodios por año. Estos eventos ocurren a lo largo de todo el año, pero con especial relevancia en el período de enero a abril y de julio a octubre. Los valores registrados de PM10 durante estos eventos son inferiores a  $150 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$  durante el período de invierno y menores de  $75 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$  durante el período de verano. Por otra parte, la duración de estas intrusiones suele ser de 2 a 5 días durante el invierno, con una frecuencia media de cinco episodios por año. Para el período de julio a septiembre suelen ocurrir unos seis episodios, con una duración que oscila entre los 5 días y los 19 días. Durante el resto del año la media de intrusiones son de cinco a siete, con una duración comprendida entre los 2 días y los 5 días.

Para determinar la frecuencia con la que se han registrado máximos anormales en los niveles de PM10 en la ciudad de Granada, hemos considerado los datos suministrados por la estación emplazada en la *Avda. de la Constitución, Parque de Fuentenueva*<sup>19</sup>, perteneciente al **Sistema de Información de Vigilancia Ambiental, SIVA**, de la **Red de Vigilancia y Control de la Contaminación Atmosférica de Andalucía**, dependiente de la **Consejería de Medio Ambiente**<sup>20</sup>. Si representamos los niveles de PM10 medidos a lo largo del período en el que se han tomado las muestras de aerosoles obtenemos la **Figura 7.28**, página 234, que al compararla con la **Figura 7.26**, página 231, observamos que aquellos trimestres en los que se han obtenido valores elevados de la actividad del <sup>90</sup>Sr, coinciden con niveles máximos de PM10, es decir valores por encima del valor medio<sup>21</sup> determinado para el período 2000 -2004 que es de  $33.85 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$ .

Si calculamos los valores medios de PM10 para cada uno de los períodos de muestreo de los 261 filtros y representamos sus valores, obtenemos la **Figura 7.29**, página 234, donde se puede apreciar que hasta el segundo trimestre de 2002 son muy frecuentes valores de PM10 muy por encima del valor medio, de aquí que en ese período hayamos encontrado actividades superiores al LID en todos los trimestres. Por otra parte, a partir del tercer trimestre de 2002 son muy pocos frecuentes valores elevados de PM10, y los máximos que se alcanzan son menos acusados que los registrados hasta el primer semestre de 2002, hecho que se traduce en valores más bajos de la actividad del <sup>90</sup>Sr, llegando a ser inferior al LID en el segundo semestre de los años 2003 y 2004, coincidiendo con valores mínimos de PM10.

---

<sup>19</sup>En la ciudad de Granada hay situadas tres estaciones de la **Red de Vigilancia y Control de la Calidad del Aire**, y de ellas, la que se encuentra más próxima al punto de muestreo de aerosoles es la ubicada en la Avda. de la Constitución, Parque de Fuentenueva, y por ello, hemos considerado los datos suministrados por esta estación.

<sup>20</sup>En el período comprendido desde el 29/12/1999 a 30/10/2002 los datos registrados son valores medios obtenidos cada media hora, constituyendo un total de 49728 datos. Desde el 31/10/2002 hasta el 29/12/2004 los datos suministrados corresponden a los promedios medidos en 10 minutos, lo que hace un total de 104976 datos.

<sup>21</sup>El valor medio se calcula excluyendo las intrusiones de las masas de aire sahariano, de acuerdo con la normativa [**BOE N°260, 2002**].

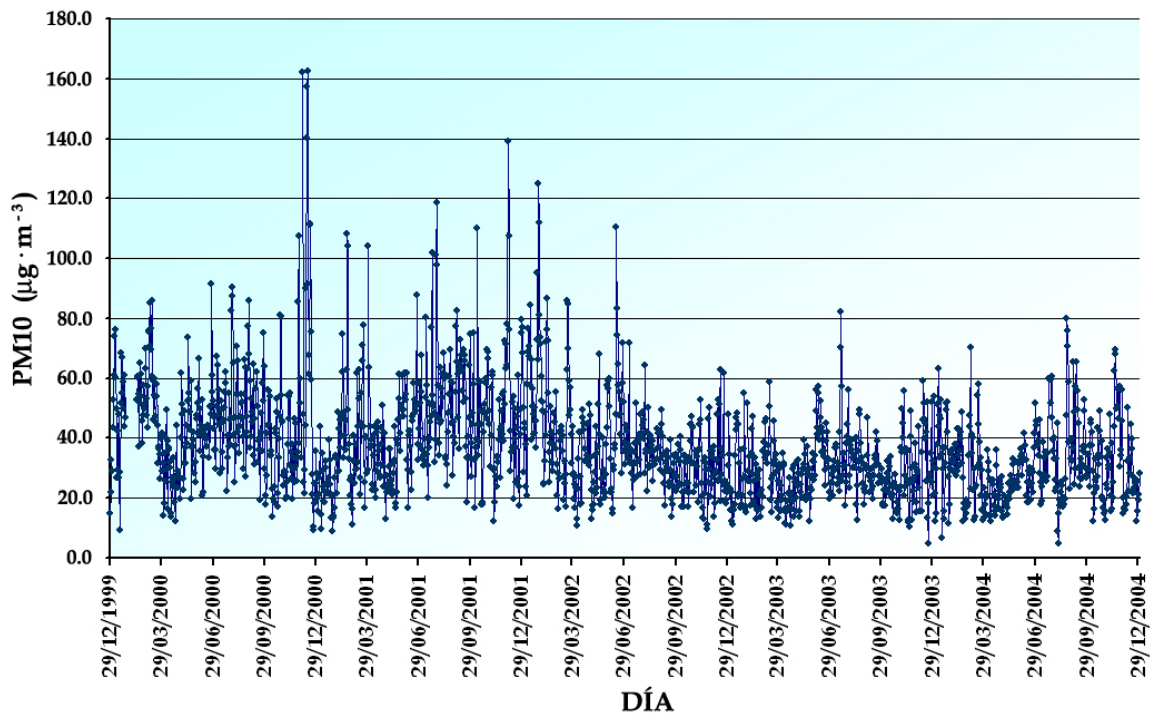


Figura 7.28. Niveles de PM10 registrados a lo largo del período 2000-2004.

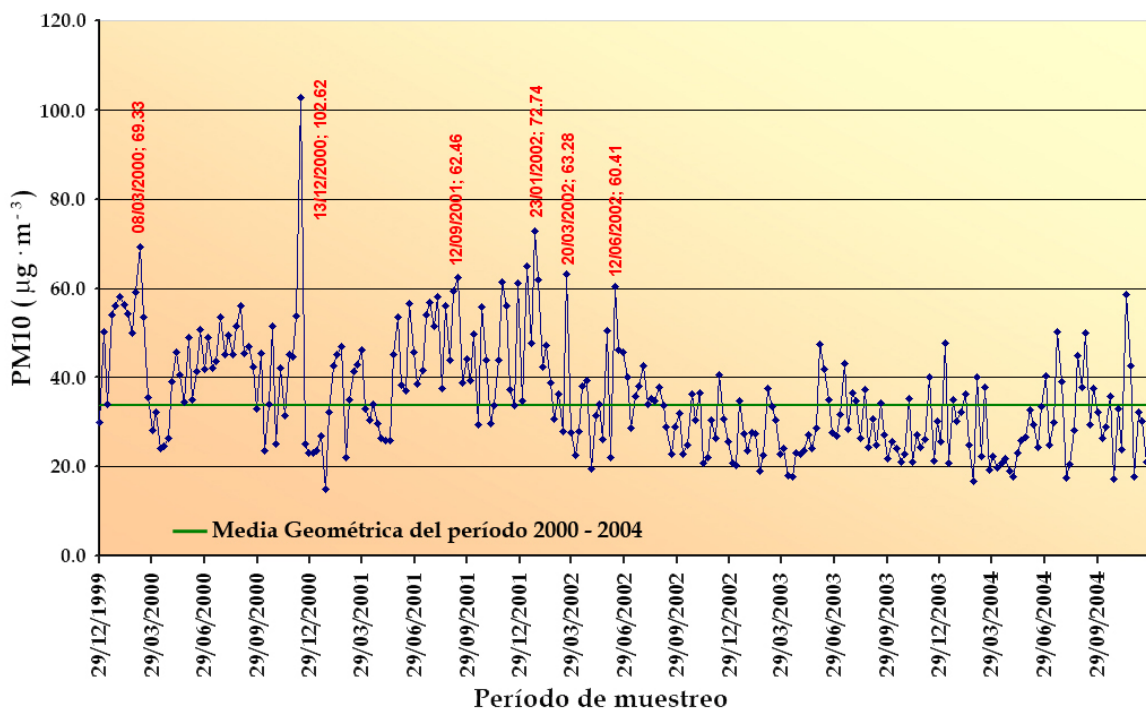


Figura 7.29. Niveles de PM10 registrados durante el período de muestreo de los 261 filtros.

**Alastuey et al., 2005**, estudiaron la composición mineralógica del polvo procedente del Sahara, durante las intrusiones de julio de 2002 sobre la isla de Santa Cruz, habiendo determinado concentraciones para el Sr que oscilan entre los  $16.0 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$  y los  $117.0 \mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$ . Por otra parte, **Rodríguez et al., 2004**, determinaron la concentración en minerales del material particulado procedente de las distintas fuentes<sup>22</sup> que contribuyen a aumentar los niveles de PM10, y de todas las fuentes analizadas el Sr solamente se encontraba presente en el polvo de las intrusiones. Por todo ello, podemos concluir que los incrementos observados en las actividades determinadas del  $^{90}\text{Sr}$  están relacionados con episodios de intrusiones de masas de aire procedentes del Sahel y del Sahara. Este hecho coincide con los resultados obtenidos por **Hernández et al., 2005a**, en los que se pone de manifiesto que el aumento en la actividad determinada del  $^{137}\text{Cs}$  y del  $^{40}\text{K}$  está relacionado con las intrusiones de polvo africano.

En la **Figura 7.30**, página 236, se muestran los valores medios trimestrales de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ , obteniéndose el valor máximo en el primer trimestre, hecho que coincide con los períodos en los que se alcanzan los valores máximos de PM10. Debemos considerar que el valor de la actividad registrado en el tercer trimestre es el valor medio de los dos primeros años, ya que para los otros tres años la actividad ha sido menor que el LID<sup>23</sup>.

Por otra parte, al obtener los valores medios anuales, y representarlos en la **Figura 7.31**, página 236, observamos que para los años en los que se han determinado las actividades más altas, los valores de PM10 presentan máximos más acusados, destacando los valores registrados en el año 2000.

Por último, hay que destacar que la actividad más elevada del  $^{90}\text{Sr}$  se obtiene en el año 2000, hecho que coincide con el comportamiento observado en los índices de actividad alfa total y beta total.

---

<sup>22</sup>Las principales fuentes de partículas PM10 en un área urbana son: el quemado del combustible empleado en la automoción y las calderas de calefacción, el polvo levantado por la circulación de los vehículos, las fuentes de origen industrial, el laboreo de las tierras de cultivo, . . . , etc.

<sup>23</sup>La actividad media obtenida para el cuarto trimestre es el resultado de considerar las actividades que han sido superiores al LID.

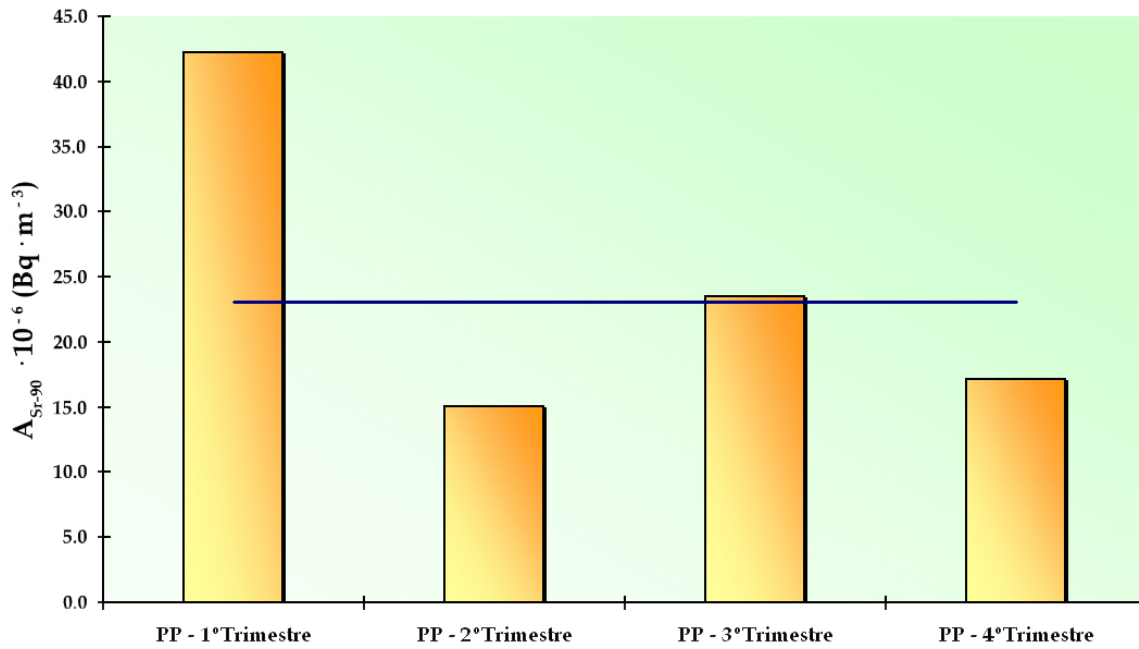


Figura 7.30. Valores medios trimestrales de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ .

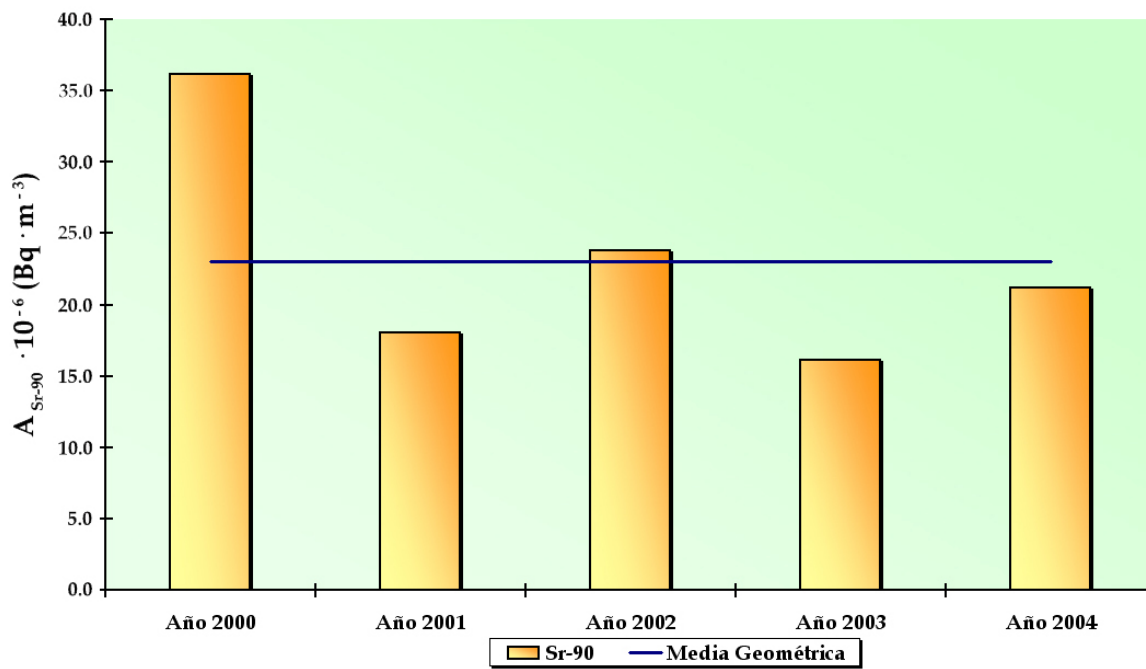


Figura 7.31. Valores medios anuales de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ .

### 7.2.7. Estudio de la correlación entre la actividad del $^{90}\text{Sr}$ y los índices de actividad alfa total y beta total

En este apartado estudiaremos si existe correlación entre los valores de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  y los índices de actividad alfa total y beta total. Para ello, determinaremos la ley de distribución a la que se ajustan los valores de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ , empleando el *test de Kolmogorov-Smirnov*. En la **Tabla 7.28** se muestran los resultados de este test, de los que se deduce que la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  en las muestras de aerosoles se puede ajustar a las distribuciones *exponencial*, *normal* y *log-normal*, presentando el *p-Valor* más alto para ésta última.

**Tabla 7.28.** *Test de Kolmogorov-Smirnov para contrastar la distribución a la que se ajustan los datos de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ .*

Test de Kolmogorov-Smirnov				
	Actividad $^{90}\text{Sr}$			
	Uniforme	Exponencial	Normal	Log-Normal
<b>Dn</b>	0.376	0.260	0.202	0.117
<b>p-Valor</b>	0.036	0.198	0.135	0.513

Para determinar si existe correlación entre los índices de actividad y la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  emplearemos el *coeficiente de correlación por rangos de Kendall*,  $\tau_b$ , y el *coeficiente de correlación por rangos de Spearman*, ya que el índice de actividad alfa total no sigue la ley de distribución *normal*. Los resultados obtenidos se muestran en la **Tabla 7.29**, y de ellos se deduce que la correlación no es significativa, y por tanto, no existe correlación entre la variabilidad de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  y la observada en los índices de actividad alfa total y beta total.

**Tabla 7.29.** *Resultados de los coeficientes de correlación entre la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  y los índices de actividad alfa total y beta total.*

Coeficientes de correlación				
	Actividad $^{90}\text{Sr}$			
	Coeficiente de Spearman		Coeficiente de Kendall	
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\tau_b$	<i>p-Valor</i>
<b>A<math>_{\alpha}</math></b>	0.436	0.104	0.295	0.125
<b>A<math>_{\beta}</math></b>	0.061	0.830	0.086	0.656

### 7.3. Muestras de agua potable

La determinación de la radiactividad en el agua de bebida es de una gran importancia, ya que ésta es una de las principales fuentes de exposición de la población a la radiactividad natural [UNSCEAR, 2000], bien sea por ingestión o por inhalación de los descendientes gaseosos. La radiactividad natural determinada en el agua tiene su origen, principalmente, en la presencia del  $^{40}\text{K}$  y los descendientes de las familias radiactivas naturales (Series del  $^{238}\text{U}$ ,  $^{235}\text{U}$  y del  $^{232}\text{Th}$ ), así como, al  $^3\text{H}$ , el  $^{14}\text{C}$  y los radionucleidos procedentes de los procesos cosmogénicos [Kathren, 1998].

En distintos trabajos de investigación [Ortega et al., 1996, Dueñas et al., 1997, Otwoma and Mustapha, 1998, Dávila Rangel et al., 2002 Rusconi et al., 2004 y Damla et al., 2006] se han cuantificado las actividades de un gran número de radionucleidos presentes en las muestras de agua, entre los que cabe destacar a los radionucleidos de vida larga del radio ( $^{224}\text{Ra}$ ,  $^{226}\text{Ra}$  y  $^{228}\text{Ra}$ ) y los descendientes del  $^{222}\text{Rn}$ . Todos ellos, van a dar lugar a que el agua destinada a la bebida, producción y elaboración de alimentos contenga bajas concentraciones de radionucleidos que serán los responsables de los valores medidos en los índices de actividad alfa total, beta total y beta resto, no pudiéndose superar los límites fijados en el **Real Decreto 140/2003, de 7 de febrero, por el que se establecen los Criterios Sanitarios de la Calidad del Agua de Consumo Humano**<sup>24</sup> [BOE N°45, 2003].

Las muestras de agua potable que se han analizado en esta memoria se han recogido mensualmente, en el **Laboratorio de Radioquímica y Radiología Ambiental**, del **Departamento de Química Inorgánica**, de la **Universidad de Granada**, durante el período de muestreo 2000 – 2004, y por lo tanto, tenemos un total de 60 muestras, sobre las que se han determinado los *índices de actividad alfa total, beta total, beta resto, radionucleidos emisores gamma y la actividad debida al  $^{90}\text{Sr}$* . En sucesivos apartados abordaremos los estadísticos descriptivos que caracterizan a estas determinaciones.

El suministro de agua potable de la ciudad de Granada se realiza, fundamentalmente, del embalse de Canales, situado sobre el río Genil, y del embalse de Quéntar, situado sobre el río Aguas Blancas (**Figura 7.32**, página 239). Durante los meses estivales o en períodos de sequía prolongados se complementan los dos abastecimientos anteriores con agua procedente de siete sondeos situados en el acuífero de La Vega.

En la **Tabla 7.30** se muestran las fuentes de suministro empleadas en la ciudad de Granada, así como, el tanto por ciento asociado a cada una de ellas [**Ayuntamiento de Granada, 2002**].

---

<sup>24</sup>En los límites fijados en este *Real Decreto* no se diferencia entre radionucleidos de origen natural o artificial.



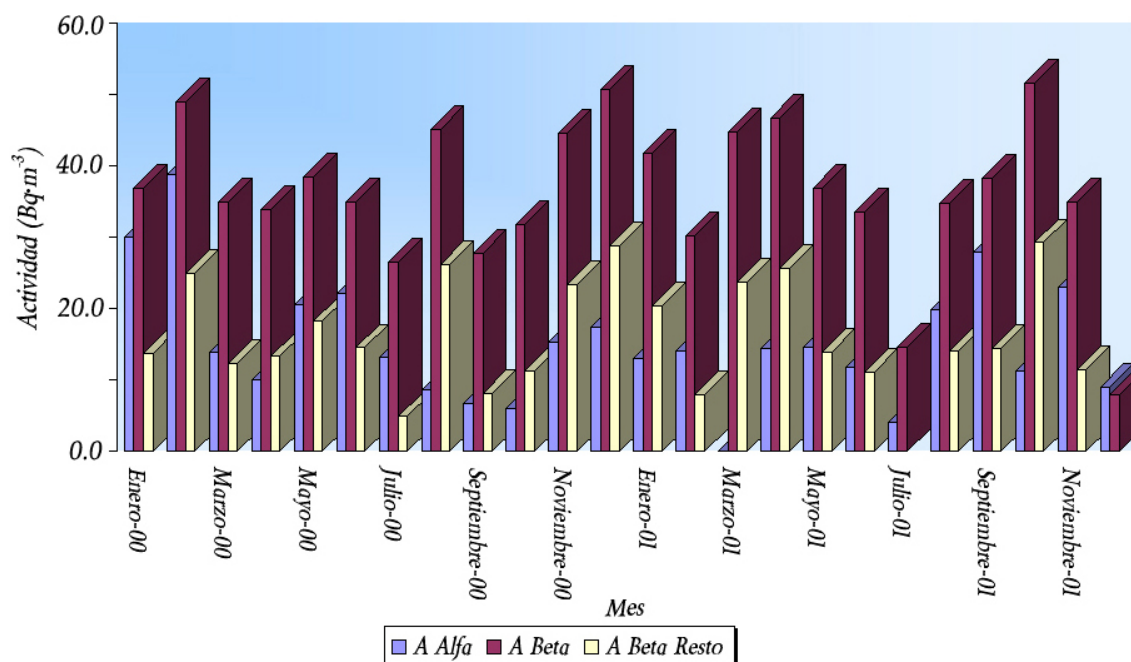
**Figura 7.32.** Embalses de Quéntar (Imagen Izquierda) y Canales (Imagen Derecha).

**Tabla 7.30.** Fuentes empleadas en el abastecimiento de la ciudad de Granada.

Fuentes	Canal de Suministro	Agua Suministrada (%)
Río Genil	Canal de Pinos Genil (Pantano de Canales)	66.0
Río Aguas Blancas	Canal de los Franceses (Pantano de Quéntar)	30.0
Río Genil	Acequia Gorda	3.7
Río Aguas Blancas	Acequia Gorda	0.3
Fuente Grande	Acequia Gorda	0.3
Acuífero de La Vega	7 Sondeos en La Vega	Solo en casos de emergencias

Como ya mencionamos en el **Capítulo 1** la cantidad de materiales radiactivos disueltos en el agua va a depender de la litología del terreno por el que ésta discurre, y por ello, debemos tener en cuenta la geología de la cuenca que abastece a los embalses de Quéntar y Canales. La cuenca del embalse de Quéntar está formada mayoritariamente por dolomías y calizo-dolomías, mientras que la cuenca del embalse de Canales está formada, principalmente, por launas, margas, mármoles y calizas dolomíticas. Esta geomorfología condiciona el contenido en radionucleidos del agua destinada al consumo en la ciudad de Granada. En la **Tabla 1.10**, página 1.10, se indicaba el contenido medio en los radionucleidos  $^{226}\text{Ra}$ ,  $^{238}\text{U}$ ,  $^{232}\text{Th}$  y  $^{40}\text{K}$  de las roca ígneas y sedimentarias (arcillas, calizas y arenas).

En las Figuras<sup>25</sup> 7.33, 7.34 y 7.35, páginas 240 y 241, respectivamente, se muestra la evolución mensual de la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable recogidas en el período 2000 – 2004. Como se puede apreciar en dichas figuras los valores más elevados se obtienen para el índice de actividad beta total, mientras que los valores más bajos se dan, mayoritariamente, en el índice de actividad alfa total. En ningún caso se han superado los valores límites fijados para estos índices en el *Real Decreto 140/2003* [BOE N°45, 2003].



**Figura 7.33.** Valores mensuales de la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable, en los años 2000 y 2001.

<sup>25</sup>La presencia de valores inferiores al *LID* se muestran en los gráficos mediante la ausencia de la barra correspondiente a dicho valor.



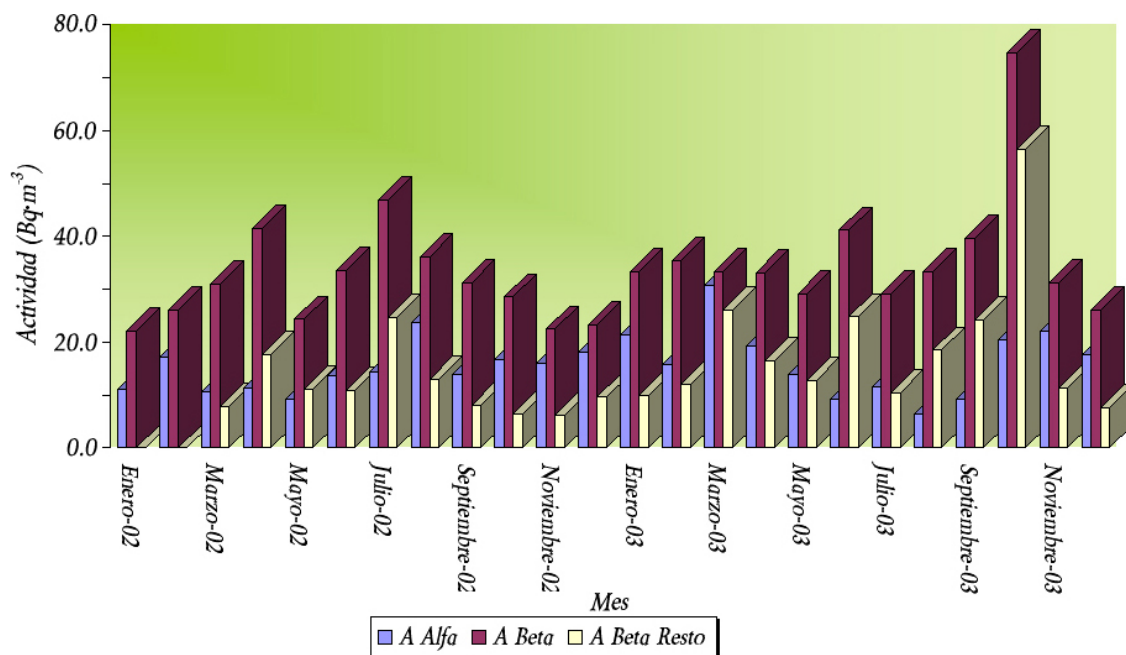


Figura 7.34. Valores mensuales de la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable, en los años 2002 y 2003.

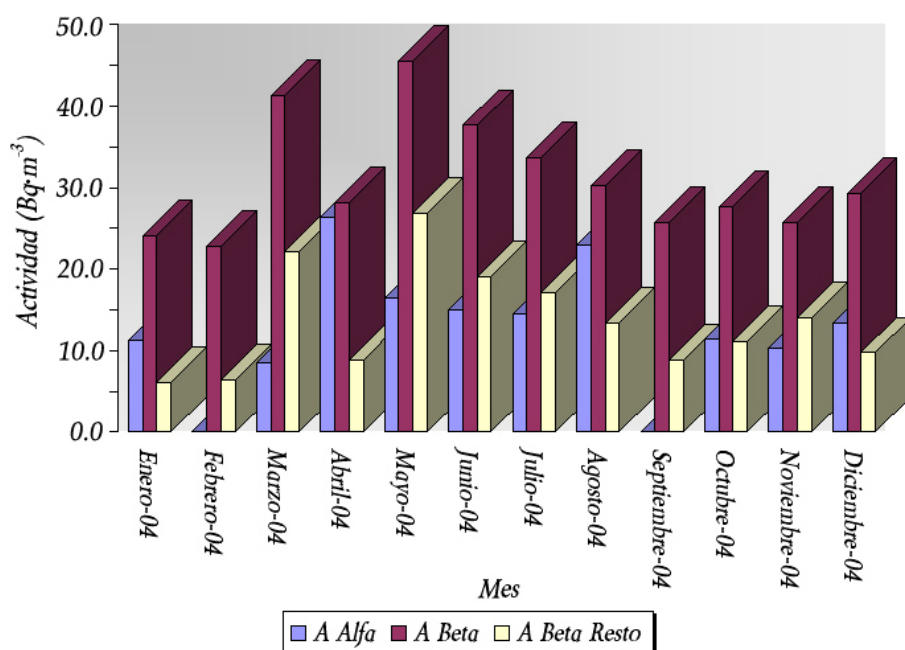


Figura 7.35. Valores mensuales de la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable del año 2004.

### 7.3.1. Estudio de la variabilidad de la actividad alfa total

#### Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad alfa total

En la **Tabla 7.31** se muestran los estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total: *media, mediana, media geométrica, desviación típica, valor mínimo, valor máximo, rango, curtosis, error típico de curtosis, asimetría y error típico de asimetría*. El valor mínimo de la actividad alfa total es de  $4.100 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y su valor máximo de  $3.890 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , con un rango de  $3.480 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . La media del conjunto de valores es de  $1.562 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , con una desviación típica de  $6.742 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . La media geométrica de la actividad alfa total es de  $1.429 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . Los valores determinados para la media, mediana y media geométrica son inferiores a los medidos por **Dueñas et al., 1997** en aguas minerales embotelladas procedentes de manantiales situados en la vertiente mediterránea, y muy similares a los obtenidos por **Pujol, Ll. y Sánchez-Cabeza, J. A., 2000** en la cuenca del río Ebro.

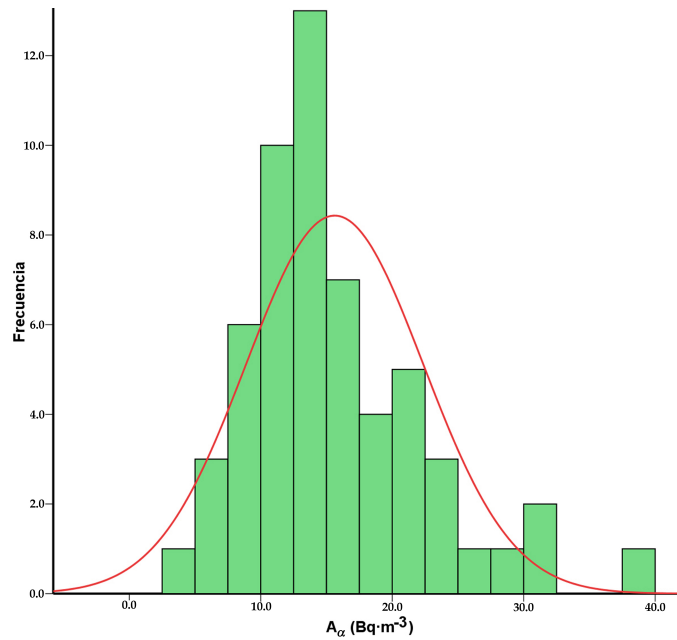
**Tabla 7.31.** Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total en las muestras de agua potable.

Actividad Alfa Total ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )			
<b>Nº Total de Datos</b>	60	<b>Datos con A &gt;LID</b>	57
<b>Media (M)</b>	$1.562 \cdot 10^1$	<b>Desviación Típica (DT)</b>	6.742
<b>Mediana (Me)</b>	$1.429 \cdot 10^1$	<b>Media Geométrica (MG)</b>	$1.429 \cdot 10^1$
<b>Valor Máximo</b>	$3.890 \cdot 10^1$	<b>Valor Mínimo</b>	4.100
<b>Rango</b>	$3.480 \cdot 10^1$		
<b>Asimetría</b>	1.092	<b>Error típ. de asimetría</b>	0.316
<b>Curtosis</b>	1.652	<b>Error típ. de curtosis</b>	0.623

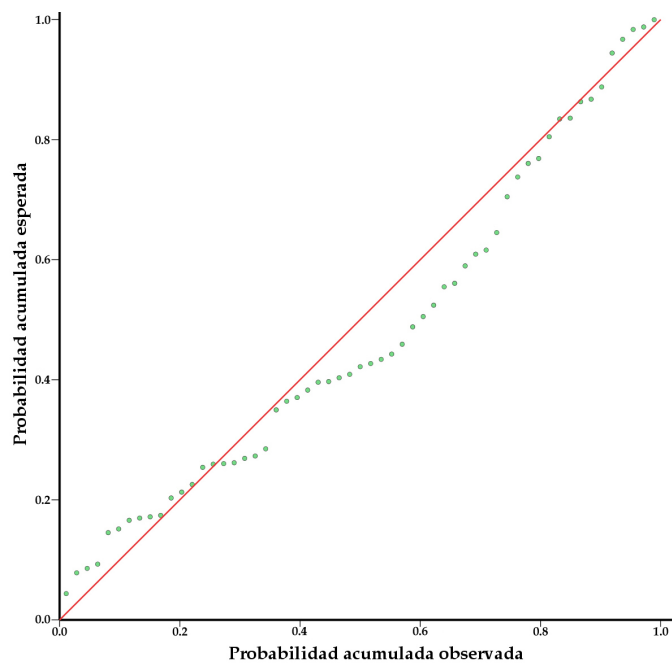
Los valores de la actividad alfa total poseen un coeficiente de asimetría igual 1.092 indicándonos que la distribución es asimétrica hacia la derecha, es decir, la cola de la derecha será más larga que la de la izquierda. Si calculamos el cociente entre el coeficiente de asimetría y el error típico de asimetría obtenemos un valor de 3.456 lo que nos sugiere que los datos se alejan de la normalidad con una cierta asimetría hacia la derecha (valores altos).

El coeficiente de curtosis es igual a 1.652, por lo que estamos ante una distribución *leptocúrtica*, es decir, la distribución de los datos posee un apuntamiento mayor que el de la distribución normal. El cociente entre el coeficiente de curtosis y el error típico de curtosis es igual a 2.652, por lo que estaríamos ante una distribución que se aleja de la normalidad. Si consideramos los dos resultados anteriores podemos concluir que los datos presentan una

cierta desviación de la ley normal, hecho que corrobora el histograma de frecuencias de la **Figura 7.36** y el gráfico *pp-normal* de la **Figura 7.37**.



**Figura 7.36.** Histograma de la actividad alfa total en las muestras de agua potable.



**Figura 7.37.** Gráfico *pp-normal* de la actividad alfa total en las muestras de agua potable.

A continuación, determinaremos la distribución a la que se ajustan los valores del índice de actividad alfa total, y para ello, determinaremos si los datos se rigen por la ley de distribución *uniforme*, *exponencial*, *normal* o *log-normal*, para lo que emplearemos el *test no paramétrico de Kolmogorov-Smirnov*. En la **Tabla 7.32** se muestran los resultados del test, y a partir de ellos podemos afirmar que los valores de la actividad alfa total se rigen por la ley de distribución *log-normal*.

**Tabla 7.32.** Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que se ajustan los datos de la actividad alfa total en las muestras de agua potable.

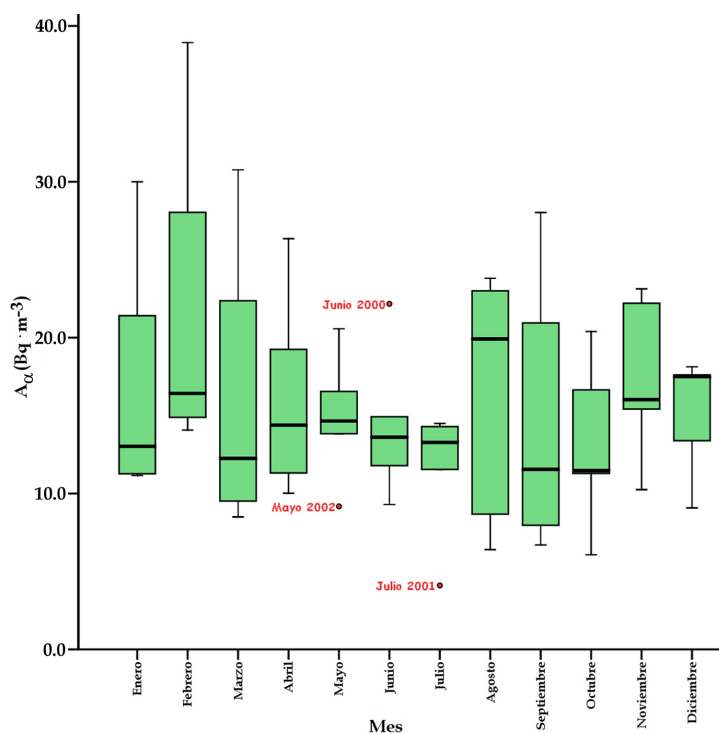
Test de Kolmogorov-Smirnov			
Distribución	Dn	p-Valor	Significación
<i>Uniforme</i>	0.349	0.000	Se Rechaza al 99.0 %
<i>Exponencial</i>	0.349	0.000	Se Rechaza al 99.0 %
<i>Normal</i>	0.122	0.018	Se Rechaza al 95.0 %
<i>Log-Normal</i>	0.065	0.435	Se Acepta al 95.0 %

Si agrupamos los valores de la actividad alfa total por meses y obtenemos su diagrama de cajas, **Figura 7.38**, página 245, observamos que en los meses de mayo, junio y julio la dispersión de los valores es muy pequeña, es decir, el *RIQ* es pequeño, mientras que en el resto de meses el recorrido intercuartílico es mucho más elevado, destacando los meses de agosto, septiembre, febrero y marzo, y por tanto, los valores del índice de actividad alfa total en estos meses presentan una mayor dispersión. Por otra parte, la mediana de los meses de enero, febrero y marzo se encuentra desplazada hacia la parte inferior de la caja, indicándonos que los valores bajos son más frecuentes. Sin embargo, en los meses de junio, julio y agosto se encuentra desplazada hacia la parte superior de la caja, lo que sugiere un mayor número de valores elevados.

Una vez realizada la agrupación mensual de los valores de la actividad alfa total, vamos a establecer si existen diferencias significativas entre las poblaciones muestrales que constituyen cada mes empleando el *test de Kruskal-Wallis*. En la **Tabla 7.33**, página 245, figuran los resultados obtenidos para este test, siendo el p-Valor mayor de 0.05, por lo que no existen diferencias significativas entre los valores mensuales de la actividad alfa total, es decir, los valores proceden de la misma población muestral. Atendiendo a este resultado hemos realizado la siguiente agrupación estacional:

- ★ **Estación de invierno:** Enero, febrero y marzo.
- ★ **Estación de primavera:** Abril, mayo y junio.

- ★ **Estación de verano:** Julio, agosto y septiembre.
- ★ **Estación de otoño:** Octubre, noviembre y diciembre.



**Figura 7.38.** Diagrama de cajas de la agrupación mensual de los valores de la actividad alfa total en las muestras de agua potable.

**Tabla 7.33.** Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad alfa total agrupada por meses.

Test de Kruskal-Wallis					
Mes	Nº Datos	Rango	Mes	Nº Datos	Rango
<i>Enero</i>	5	30.40	<i>Julio</i>	5	20.40
<i>Febrero</i>	4	39.75	<i>Agosto</i>	5	31.00
<i>Marzo</i>	4	25.25	<i>Septiembre</i>	4	23.25
<i>Abril</i>	5	30.80	<i>Octubre</i>	5	23.80
<i>Mayo</i>	5	29.60	<i>Noviembre</i>	5	36.40
<i>Junio</i>	5	27.00	<i>Diciembre</i>	5	30.60
<b>Total</b>	57				
$\chi^2$	5.481	<i>g.l.</i> = 11	<b>p-Valor</b>	0.906	

En la **Tabla 7.34** figuran los estadísticos descriptivos de cada una de las estaciones. De los valores que figuran en dicha tabla se puede calcular tanto el cociente del coeficiente de curtosis entre su error típico como el cociente del coeficiente de asimetría entre su error típico, obteniendo valores que son menores de 2 para todas las estaciones, y por tanto, la actividad alfa total en cada una de las estaciones cumple la ley de distribución normal, hecho que se pone de manifiesto en los histogramas de frecuencias de la **Figura 7.39**, página 247.

**Tabla 7.34.** Estadísticos descriptivos del índice de actividad alfa total agrupado por estaciones.

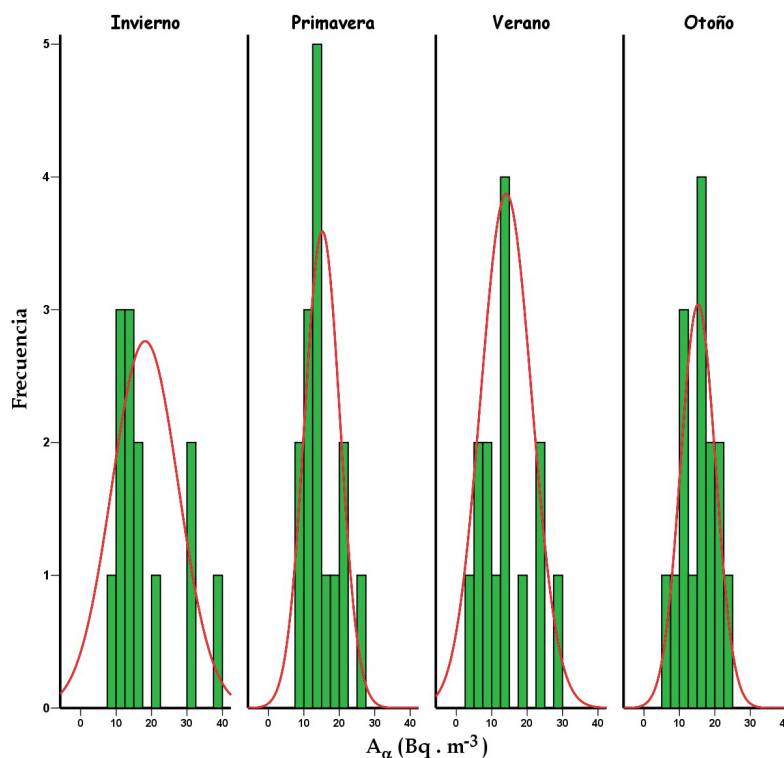
	Invierno	Primavera	Verano	Otoño
<b>Nº Total de Datos</b>	15	15	15	15
<b>Datos con A &gt;LID</b>	13	15	14	15
<b>Media</b>	$1.819 \cdot 10^1$	$1.519 \cdot 10^1$	$1.410 \cdot 10^1$	$1.524 \cdot 10^1$
<b>Desviación Típica</b>	9.384	5.000	7.210	4.922
<b>Mediana</b>	$1.407 \cdot 10^1$	$1.438 \cdot 10^1$	$1.357 \cdot 10^1$	$1.603 \cdot 10^1$
<b>Media Geométrica</b>	$1.635 \cdot 10^1$	$1.448 \cdot 10^1$	$1.234 \cdot 10^1$	$1.439 \cdot 10^1$
<b>Valor Máximo</b>	$3.890 \cdot 10^1$	$2.640 \cdot 10^1$	$2.800 \cdot 10^1$	$2.310 \cdot 10^1$
<b>Valor Mínimo</b>	8.500	9.180	4.100	6.080
<b>Rango</b>	$3.040 \cdot 10^1$	$1.720 \cdot 10^1$	$2.390 \cdot 10^1$	$1.710 \cdot 10^1$
<b>Asimetría</b>	1.221	0.848	0.569	-0.160
<b>Err. típ. de asimetría</b>	0.616	0.580	0.597	0.580
<b>Curtosis</b>	0.480	0.199	-0.582	-0.652
<b>Err. típ. de curtosis</b>	1.191	1.121	1.154	1.121

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

Para determinar la distribución a la que se ajustan los datos agrupados por estaciones aplicaremos el test de *Kolmogorov-Smirnov*. En la **Tabla 7.35**, página 247, se muestran los resultados obtenidos para cada una de las estaciones, así como, el  $p$  – Valor de cada una de las distribuciones contrastadas. Los resultados indican que todas las estaciones se pueden ajustar tanto a una distribución *log-normal* como *normal*, pero en el caso del verano, la primavera y el otoño los datos también se pueden ajustar a la distribución *uniforme*, y solo la estación de verano se puede ajustar a una distribución *exponencial*. En todas las estaciones, exceptuando el verano, el  $p$  – Valor más alto se obtiene para la distribución *normal*.

Por todo ello, para comparar los valores de la actividad alfa total, obtenidos en cada estación, vamos a considerar el valor de la media. Atendiendo a dicho valor, observamos que la actividad alfa media más elevada se alcanza en el invierno,  $1.819 \cdot 10^1 \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ , mientras que el valor medio más bajo se da en el verano,  $1.410 \cdot 10^1 \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ . Los valores obtenidos en las estaciones de primavera y otoño son muy similares,  $1.519 \cdot 10^1 \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$  y  $1.524 \cdot 10^1 \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ , respectivamente. El valor más alto,  $3.890 \cdot 10^1 \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ , se obtiene en el invierno, mientras que

el valor más bajo,  $4.100 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  se midió en el verano. Las varianzas más bajas se obtienen en las estaciones de primavera y otoño, y por tanto, en esas estaciones la dispersión de los datos es menor, hecho que se puede apreciar en los histogramas de frecuencias de la **Figura 7.39**.



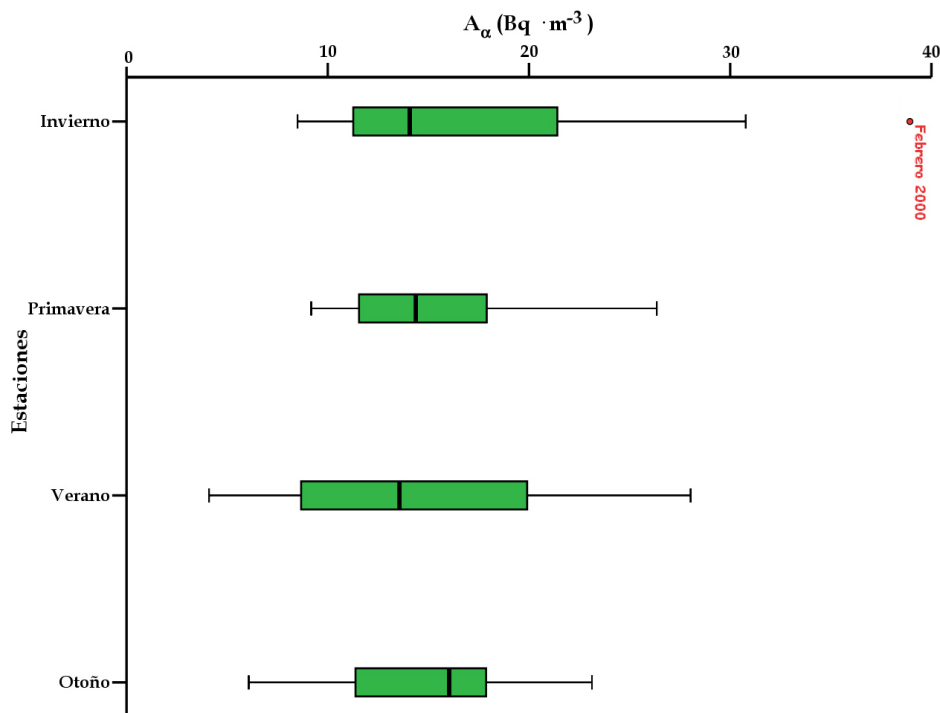
**Figura 7.39.** Histograma de frecuencias de la agrupación estacional de los valores de la actividad alfa total en las muestras de agua potable.

**Tabla 7.35.** Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad alfa total agrupados por estaciones.

Distribución	Test de Kolmogorov-Smirnov							
	Invierno		Primavera		Verano		Otoño	
	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>
<i>Uniforme</i>	0.408	0.008	0.331	0.096	0.280	0.606	0.147	0.717
<i>Exponencial</i>	0.373	0.011	0.453	<0.001	0.294	0.206	0.382	<0.001
<i>Normal</i>	0.237	0.469	0.188	0.717	0.192	0.424	0.114	0.728
<i>Log-Normal</i>	0.165	0.170	0.128	0.189	0.124	0.607	0.174	0.368

En azul se muestran las distribuciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

Al obtener el diagrama de cajas de los valores de la actividad alfa total agrupada por estaciones, **Figura 7.40**, se observa que el *RIQ* es mayor para las estaciones de invierno y verano, mientras que en la primavera y el otoño los datos están más agrupados. Por otra parte, si nos fijamos en la disposición de las cajas se observa que estas son prácticamente paralelas, lo que nos indica que la diferencia en el valor medido del índice de actividad alfa total en cada una de las estaciones es muy pequeña. Para determinar si estas diferencias son significativas vamos emplear la *Prueba T para muestras independientes*.



**Figura 7.40.** Diagrama de cajas de la agrupación estacional de los valores de la actividad alfa total en las muestras de agua potable.

El procedimiento de la *Prueba T* compara las medias de dos grupos de casos. Para ello, supongamos que tenemos dos poblaciones que siguen distribuciones normales  $N(\mu_1, \sigma_1)$  y  $N(\mu_2, \sigma_2)$ , siendo  $X$  e  $Y$  dos muestras de ambas poblaciones, no necesariamente independientes, ambas de tamaño  $n$ . Se quiere contrastar la igualdad de medias de las dos poblaciones basándose en las muestras, para lo que se consideran los pares de valores  $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$  denominados datos apareados. Sea  $d_i = x_i - y_i$  con  $i = 1, 2, \dots, n$ , de modo que los  $d_i$  puedan considerarse como una muestra aleatoria simple de la población normal de las diferencias.



El contraste de hipótesis que debemos realizar es un contraste bilateral, y por tanto, la hipótesis a plantear será la siguiente:

**Hipótesis nula**  $\implies H_0: \mu_1 = \mu_2$  o bien  $\mu_1 - \mu_2 = 0$

**Hipótesis alternativa**  $\implies H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

El estadístico de contraste,  $T$ , vendrá dado por la ecuación:

$$T = \bar{d} \cdot \frac{\sqrt{n}}{\hat{S}_d} \quad (7.12)$$

donde:

$T$ , es una  $t$  - student con  $n - 1$  grados de libertad.

La región de aceptación del contraste viene definida por el intervalo dado por  $(-t_{\alpha/2, n-1}, t_{\alpha/2, n-1})$ , aceptándose la hipótesis nula si se cumple:

$$|\bar{d}| \cdot \frac{\sqrt{n}}{\hat{S}_d} \leq t_{\alpha/2, n-1} \quad (7.13)$$

En la **Tabla 7.36** se muestran los resultados obtenidos para el test estadístico de la *Prueba T*, y de ellos se deduce que no existen diferencias estadísticamente significativas, para un intervalo de confianza del 95 %, entre las actividades alfa total registradas en las cuatro estaciones.

**Tabla 7.36.** Resultados de la prueba  $T$  para la actividad alfa total agrupada por estaciones.

	Primavera		Verano		Otoño	
	$T$	$p$ -Valor	$T$	$p$ -Valor	$T$	$p$ -Valor
Invierno	1.032	0.316	1.265	0.219	1.019	0.322
Primavera			0.473	0.641	-0.026	0.979
Verano					-0.496	0.625

Donde  $T$  es el valor del estadístico de la *Prueba T*.

En verde se muestran las estaciones para las que  $p$  - Valor  $> 0.05$  .

### 7.3.2. Estudio de la variabilidad de la actividad beta total

#### Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad beta total

A continuación, realizaremos el análisis estadístico de los resultados obtenidos en la medida del índice de actividad beta total en las muestras de agua potable. Para ello, calcularemos los estadísticos descriptivos más representativos: *media*, *mediana*, *media geométrica*, *desviación típica*, *valor mínimo*, *valor máximo*, *rango*, *curtosis*, *error típico de curtosis*, *asimetría* y *error típico de asimetría*. Los resultados obtenidos para estos estadísticos se muestran en la **Tabla 7.37**.

**Tabla 7.37.** Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total en las muestras de agua potable.

Actividad Beta Total ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )			
<b>Nº Total de Datos</b>	60	<b>Datos con A &gt;LID</b>	60
<b>Media (M)</b>	$3.418\cdot 10^1$	<b>Desviación Típica (DT)</b>	$1.006\cdot 10^1$
<b>Mediana (Me)</b>	$3.351\cdot 10^1$	<b>Media Geométrica (MG)</b>	$3.265\cdot 10^1$
<b>Valor Máximo</b>	$7.470\cdot 10^1$	<b>Valor Mínimo</b>	7.970
<b>Rango</b>	$6.670\cdot 10^1$		
<b>Asimetría</b>	0.915	<b>Error típ. de asimetría</b>	0.309
<b>Curtosis</b>	3.750	<b>Error típ. de curtosis</b>	0.608

El número de muestras con valores superiores al límite inferior de detección ha sido de 60. El valor medio de la actividad beta total es igual a  $3.418 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , con una desviación típica de  $1.006 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y con media geométrica igual a  $3.265 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . Los valores obtenidos para el coeficiente de asimetría y de curtosis indican que los datos se alejan de la distribución normal, aunque su histograma de frecuencias y el gráfico PP-normal, de las **Figuras 7.41** y **7.42**, página 251, muestran que los datos están muy próximos a la normalidad. Por ello, deberemos recurrir al contraste no paramétrico de *Kolmogorov-Smirnov* para determinar la distribución a la que mejor se ajustan los datos.

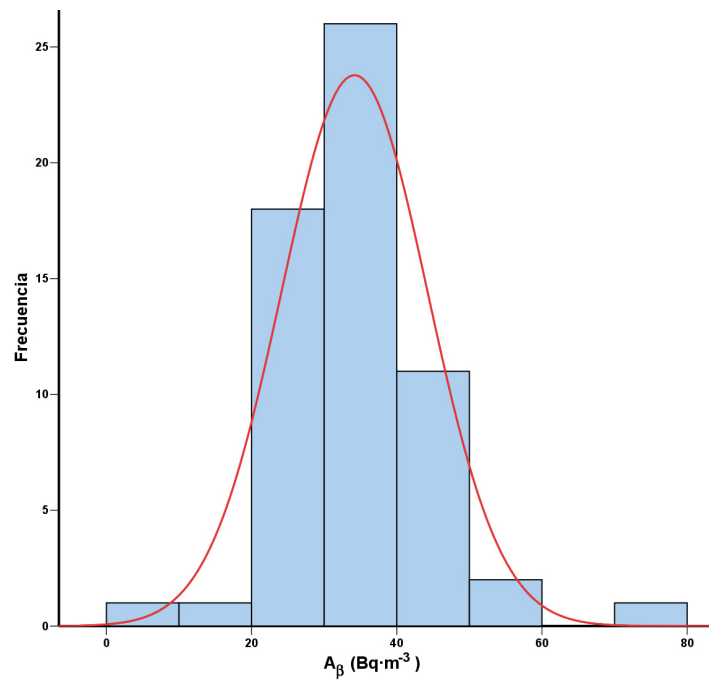


Figura 7.41. Histograma de la actividad beta total en las muestras de agua potable.

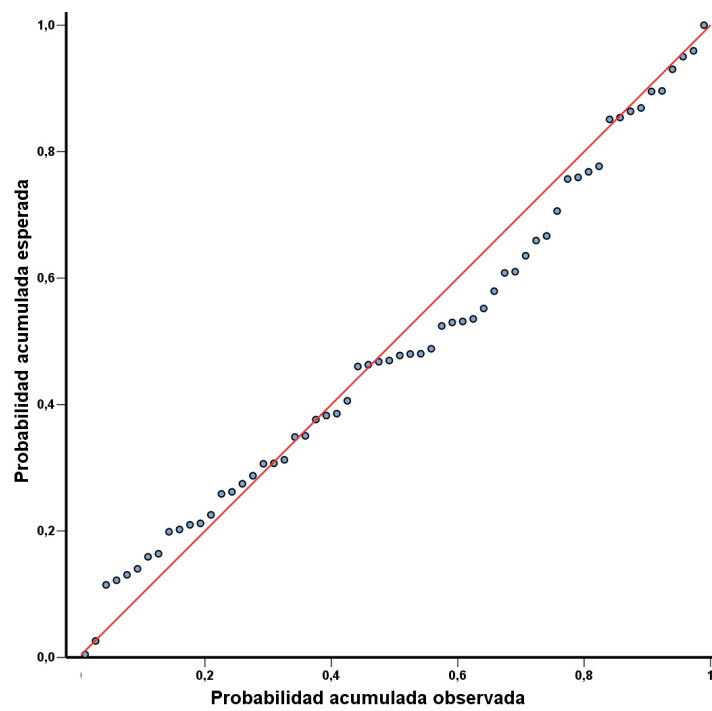


Figura 7.42. Gráfico PP-normal de la actividad beta total en las muestras de agua potable.

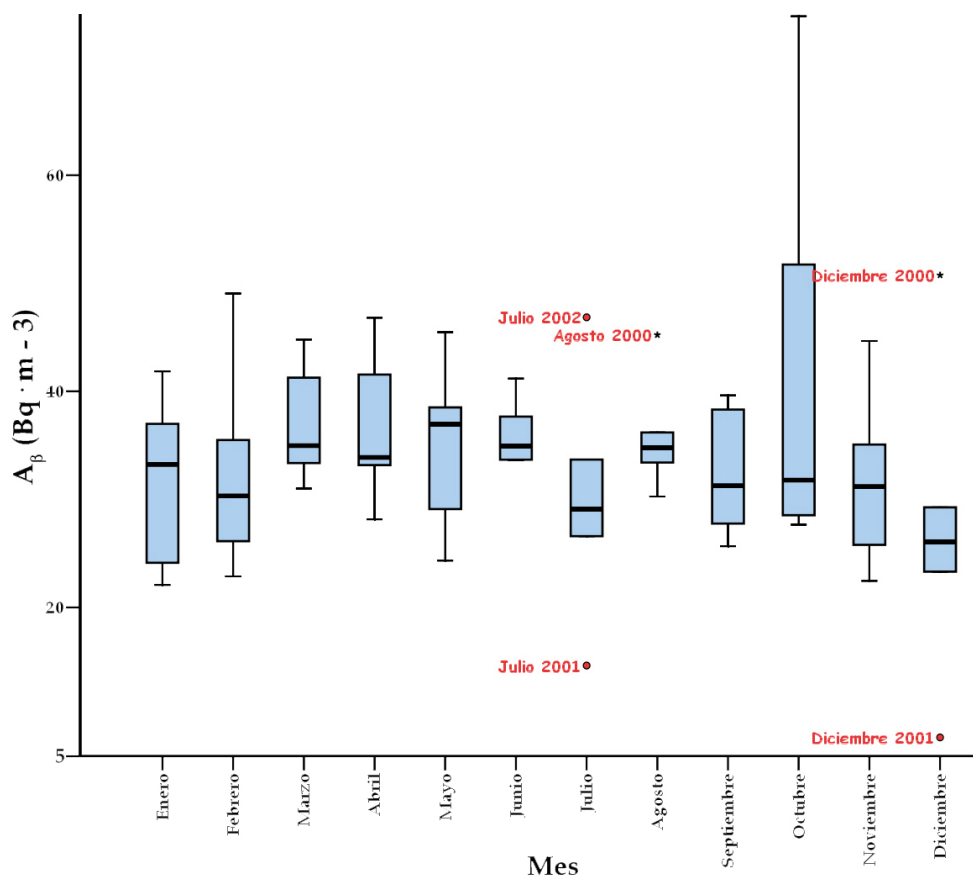
En la **Tabla 7.38** se muestran los resultados del contraste no paramétrico de *Kolmogorov-Smirnov* para los valores de la actividad beta total. Los resultados de este contraste nos indican que los valores de la actividad beta total siguen la ley de distribución *normal* y *log-normal*, y por tanto, para realizar el análisis de los resultados emplearemos el valor medio.

**Tabla 7.38.** Resultados del test de *Kolmogorov-Smirnov* para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad beta total en las muestras de agua potable.

Test de Kolmogorov-Smirnov			
Distribución	Dn	p-Valor	Significación
<i>Uniforme</i>	0.350	<0.001	Se Rechaza al 99.0 %
<i>Exponencial</i>	0.443	0.000	Se Rechaza al 99.0 %
<i>Normal</i>	0.098	0.327	Se Acepta al 95.0 %
<i>Log-Normal</i>	0.094	0.354	Se Acepta al 95.0 %

El valor medio de la actividad beta total es muy inferior a los valores encontrados por **Dueñas et al., 1997** en aguas embotelladas procedentes de manantiales situados en la vertiente mediterránea, e incluso el valor máximo determinado por nosotros,  $7.470 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , es inferior al valor medio de las actividades beta medidas en las aguas embotelladas. **Martín Sánchez et al., 1999**, determinaron la actividad beta total en aguas embotelladas procedentes de manantiales situados en la cordillera Penibética, siendo su actividad igual a  $6.0 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , valor que es muy próximo al obtenido para el agua con la que se abastece la ciudad de Granada. En ninguna de las 60 muestras analizadas se ha superado el límite de  $1 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$  fijado por la **Organización Mundial de la Salud [WHO, 2004]**.

En el diagrama de cajas de la **Figura 7.43**, página 253, se muestra la agrupación mensual de los valores de la actividad beta total. El *RIQ* de los valores de la actividad beta total, exceptuando el mes de octubre, suele ser pequeño, hecho que difiere de las variaciones observadas en los valores de la actividad alfa total, caracterizados por *RIQ* elevados. En los meses de junio, julio y agosto se observa que el *RIQ* es muy pequeño, indicándonos que la dispersión de los valores de la actividad beta total es muy baja. A lo largo de los cinco años de muestreo se han obtenido tres valores anormalmente elevados y dos anormalmente bajos.



**Figura 7.43.** Diagrama de cajas de la agrupación mensual de los valores de la actividad beta total en las muestras de agua potable.

A continuación, determinaremos si existen diferencias significativas entre los valores de la actividad beta total registrados en los doce meses, para lo que aplicaremos el *test de Kruskal-Wallis*. Los resultados de este test se muestran en la **Tabla 7.39**, página 254. En ella, se aprecia que el p-Valor es mayor de 0.05, por lo que no existen diferencias significativas entre los valores mensuales de la actividad beta total, para un intervalo de confianza del 95.0 %.

Considerando los resultados obtenidos anteriormente hemos realizado la siguiente agrupación estacional:

- ★ **Estación de invierno:** Enero, febrero y marzo.
- ★ **Estación de primavera:** Abril, mayo y junio.
- ★ **Estación de verano:** Julio, agosto y septiembre.

★ **Estación de otoño:** Octubre, noviembre y diciembre.

**Tabla 7.39.** Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad beta total agrupada por meses.

Test de Kruskal-Wallis					
Mes	Nº Datos	Rango	Mes	Nº Datos	Rango
<i>Enero</i>	5	26.00	<i>Julio</i>	5	24.40
<i>Febrero</i>	5	27.00	<i>Agosto</i>	5	35.80
<i>Marzo</i>	5	37.80	<i>Septiembre</i>	5	27.80
<i>Abril</i>	5	36.20	<i>Octubre</i>	5	35.20
<i>Mayo</i>	5	33.40	<i>Noviembre</i>	5	25.40
<i>Junio</i>	5	37.80	<i>Diciembre</i>	5	19.20
<b>Total</b>	60				
$\chi^2$	7.022	<i>g.l. = 11</i>	<b>p-Valor</b>	0.797	

Los estadísticos descriptivos que caracterizan la agrupación estacional del índice de actividad beta total se muestran en la **Tabla 7.40**, página 255. De los valores del coeficiente de asimetría obtenidos para la estaciones de invierno, primavera y otoño se deduce que los datos presentan asimetría hacia la derecha, mientras que en el caso de la estación de verano la asimetría es hacia la izquierda. El coeficiente de curtosis muestra que las estaciones de invierno y primavera son *platicúrticas*, mientras que las de verano y otoño son *leptocúrticas*. Tanto el cociente del coeficiente de curtosis entre su error típico como el cociente del coeficiente de asimetría entre su error típico son menores de 2 para todas las estaciones, exceptuando la estación de otoño. En la **Figura 7.44**, página 255, se muestran los histogramas de frecuencias de la actividad beta total agrupada por estaciones.

En la **Figura 7.45**, página 256, se muestra el diagrama de cajas de la agrupación estacional de la actividad beta total. Como se puede apreciar en dicha figura solo existen dos valores anómalos, uno en el verano de 2001 y el otro en el otoño de 2003. El *RIQ* más pequeño se obtiene para la estación de primavera, mientras que el valor más alto se da en el otoño. En la primavera la mediana se encuentra desplazada hacia la parte inferior de la caja lo que nos indica que predominan los valores bajos sobre los altos, igual que ocurre en el otoño, pero en este caso la dispersión de los datos es muy acusada. En las estaciones de invierno y primavera la mediana se encuentra, prácticamente, centrada.

Tabla 7.40. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta total agrupado por estaciones.

	Invierno	Primavera	Verano	Otoño
<b>Nº Total de Datos</b>	15	15	15	15
<b>Valores con A &gt;LID</b>	15	15	15	15
<b>Media</b>	$3.383 \cdot 10^1$	$3.593 \cdot 10^1$	$3.289 \cdot 10^1$	$3.540 \cdot 10^1$
<b>Desviación Típica</b>	8.095	6.234	8.077	$1.587 \cdot 10^1$
<b>Mediana</b>	$3.336 \cdot 10^1$	$3.493 \cdot 10^1$	$3.341 \cdot 10^1$	$2.926 \cdot 10^1$
<b>Media Geométrica</b>	$3.292 \cdot 10^1$	$3.541 \cdot 10^1$	$3.182 \cdot 10^1$	$3.064 \cdot 10^1$
<b>Valor Máximo</b>	$4.910 \cdot 10^1$	$4.680 \cdot 10^1$	$4.690 \cdot 10^1$	$7.470 \cdot 10^1$
<b>Valor Mínimo</b>	$2.210 \cdot 10^1$	$2.430 \cdot 10^1$	$1.460 \cdot 10^1$	7.970
<b>Rango</b>	$2.700 \cdot 10^1$	$2.250 \cdot 10^1$	$3.220 \cdot 10^1$	$6.670 \cdot 10^1$
<b>Asimetría</b>	0.220	0.320	-0.286	1.160
<b>Err. típ. de asimetría</b>	0.580	0.580	0.580	0.580
<b>Curtosis</b>	-0.664	-0.266	0.900	2.158
<b>Err. típ. de curtosis</b>	1.121	1.121	1.121	1.121

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

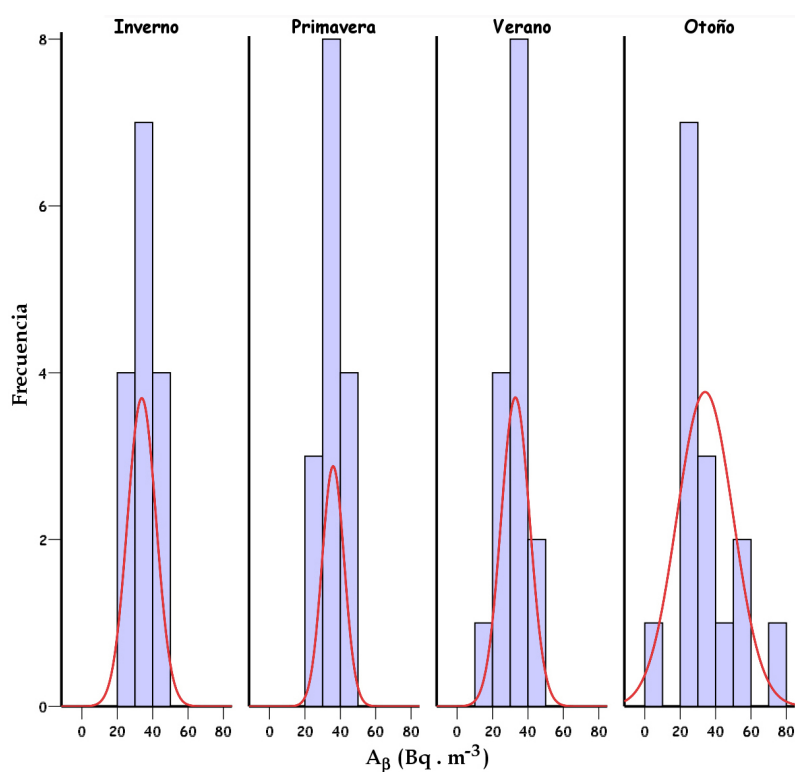
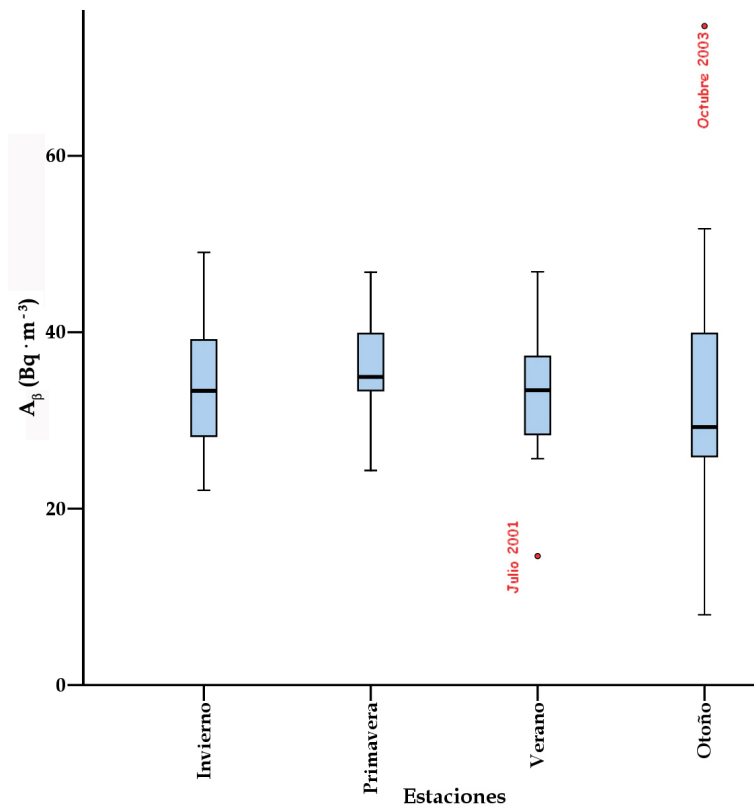


Figura 7.44. Histograma de frecuencias de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta total en las muestras de agua potable.



**Figura 7.45.** Diagrama de cajas de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta total en las muestras de agua potable.

Para determinar la distribución a la que mejor se ajustan los datos agrupados por estaciones aplicaremos el test de *Kolmogorov-Smirnov*. En la **Tabla 7.41**, página 257, se muestran los resultados obtenidos para cada una de las estaciones. A partir de ellos, podemos afirmar que las estaciones de invierno, primavera y verano se pueden ajustar a una distribución *uniforme*, *normal* y *log-normal*, aunque el *p-Valor* más alto se obtiene para la distribución *normal*, hecho que corroboran los histogramas de frecuencia representados en la **Figura 7.44**, página 255. La estación de verano solamente posee *p-Valor* significativo para la distribución *log-normal*. Por ello, para comparar los valores de la actividad beta total de cada estación vamos a considerar el valor de la media geométrica. Atendiendo a dicho valor, observamos que la media geométrica más elevada se alcanza en la primavera, con un valor de  $3.541 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , mientras que el valor más bajo se da en el otoño, con un valor de  $3.064 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . Tanto el valor más alto,  $7.470 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , como el más bajo,  $7.970 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , se obtuvieron en el otoño, dando lugar a que en esta estación se obtenga el rango máximo. El valor más bajo de la varianza se obtuvo en la primavera, lo que nos indica que hay una menor dispersión en los datos, mientras que la varianza más elevada se obtuvo en el otoño.



**Tabla 7.41.** Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad beta total agrupados por estaciones.

Distribución	Test de Kolmogorov-Smirnov							
	Invierno		Primavera		Verano		Otoño	
	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>
<i>Uniforme</i>	0.180	0.264	0.193	0.135	0.275	0.069	0.327	<0.001
<i>Exponencial</i>	0.479	<0.001	0.492	<0.001	0.475	<0.001	0.416	0.002
<i>Normal</i>	0.096	0.263	0.129	0.513	0.119	0.513	0.224	0.018
<i>Log-Normal</i>	0.115	0.264	0.157	0.716	0.155	0.263	0.202	0.188

En azul se muestran las distribuciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

A continuación, vamos a determinar si existen diferencias significativas en la actividad beta total medida en cada una de las estaciones, y para ello, aplicaremos la *prueba Mann-Whitney-Wilcoxon*. En la **Tabla 7.42** se muestran los resultados obtenidos de la prueba Mann-Whitney-Wilcoxon para un nivel de confianza del 95 %. Estos resultados nos indican que no existen diferencias significativas entre los valores de la actividad beta total medidos en las cuatro estaciones.

**Tabla 7.42.** Resultados del test Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad beta agrupada por estaciones.

	Primavera		Verano		Otoño	
	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>
<i>Invierno</i>	93.0	0.419	109.0	0.885	100.0	0.604
<i>Primavera</i>			85.0	0.254	80.0	0.178
<i>Verano</i>					99.0	0.576

Donde *U* es el valor del estadístico del test de Mann-Whitney-Wilcoxon.

En verde se muestran las estaciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

### 7.3.3. Estudio de la variabilidad de la actividad beta resto

Desde el punto de vista radiológico, el índice de actividad beta resto es uno de los parámetros que determina la idoneidad del agua destinada al consumo humano, según establece el **Real Decreto 140/2003**, de 7 de febrero, donde se fija un valor de  $1.0 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$  para dicho índice [BOE N°45, 2003], y por ello, éste ha sido uno de los parámetros determinados en las muestras de agua potable.

#### Estadísticos descriptivos que caracterizan el índice de actividad beta resto

En la **Tabla 7.43** se muestran los estadísticos descriptivos más representativos del índice de actividad beta resto. Este índice se ha determinado en las 60 muestras recogidas durante el período 2000 - 2004, de las que 56 han presentado actividad superior al límite inferior de detección. El valor medio de la actividad beta resto es igual a  $1.576 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , con una desviación típica de  $8.750 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y con media geométrica igual a  $1.389 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . El valor máximo es de  $5.640 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y su valor mínimo es de  $4.930 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . El valor del coeficiente de asimetría es igual a 2.007, por lo tanto, estamos ante una distribución asimétrica hacia la derecha. Por otra parte, el valor del coeficiente de curtosis, 7.038, muestra que la distribución de los datos es *leptocúrtica*, es decir, se caracteriza por un centro apuntado y colas engrosadas. Los valores obtenidos para el cociente del coeficiente de asimetría entre su error típico y el cociente del coeficiente de curtosis entre su error típico, muestran que los datos no siguen la ley de distribución normal, hecho que corrobora el histograma de frecuencias y el gráfico PP-normal, de las **Figuras 7.46** y **7.47**, página 259. Para determinar la ley de distribución a la que se ajustan los valores del índice de actividad beta resto emplearemos el contraste no paramétrico de *Kolmogorov-Smirnov*.

**Tabla 7.43.** Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta resto en las muestras de agua potable.

Actividad Alfa Total ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )			
<b>Nº Total de Datos</b>	60	<b>Datos con A &gt;LID</b>	56
<b>Media (M)</b>	$1.576 \cdot 10^1$	<b>Desviación Típica (DT)</b>	8.750
<b>Mediana (Me)</b>	$1.336 \cdot 10^1$	<b>Media Geométrica (MG)</b>	$1.389 \cdot 10^1$
<b>Valor Máximo</b>	$5.640 \cdot 10^1$	<b>Valor Mínimo</b>	4.930
<b>Asimetría</b>	2.007	<b>Error típ. de asimetría</b>	0.319
<b>Curtosis</b>	7.038	<b>Error típ. de curtosis</b>	0.628

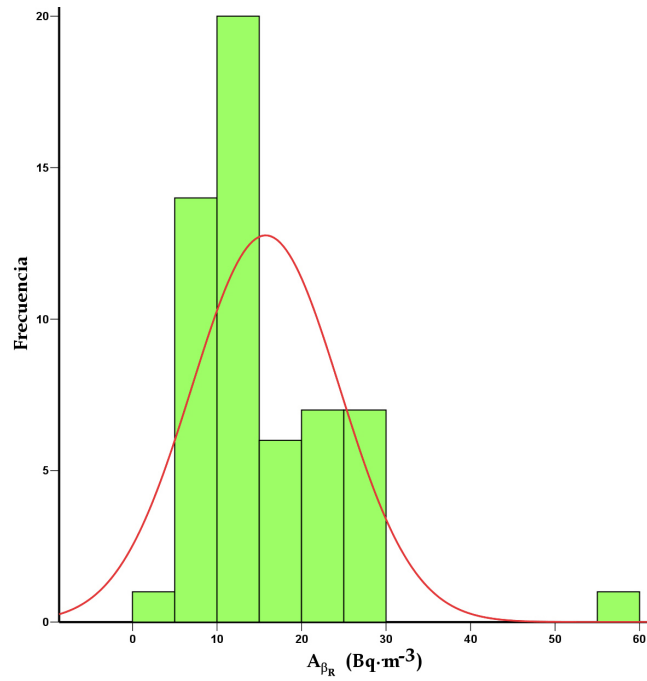


Figura 7.46. Histograma de frecuencias de la actividad beta resto en las muestras de agua potable.

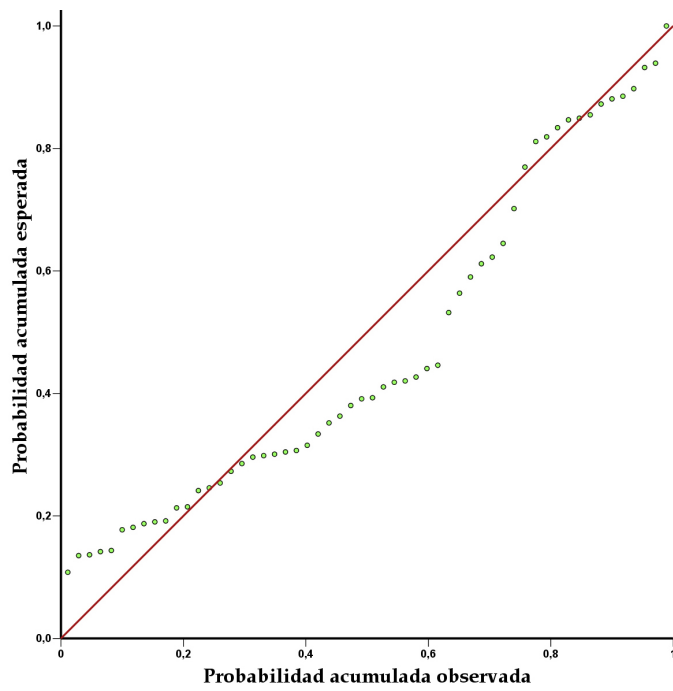


Figura 7.47. Gráfico pp-normal de la actividad beta resto en las muestras de agua potable.

En la **Tabla 7.44** se muestra el contraste no paramétrico de *Kolmogorov-Smirnov* para los valores de la actividad beta resto. De las cuatros distribuciones consideradas se ha obtenido un *p-Valor*  $> 0.05$  para la ley de distribución *log-normal*, y por ello, para comparar los resultados obtenidos emplearemos la media geométrica.

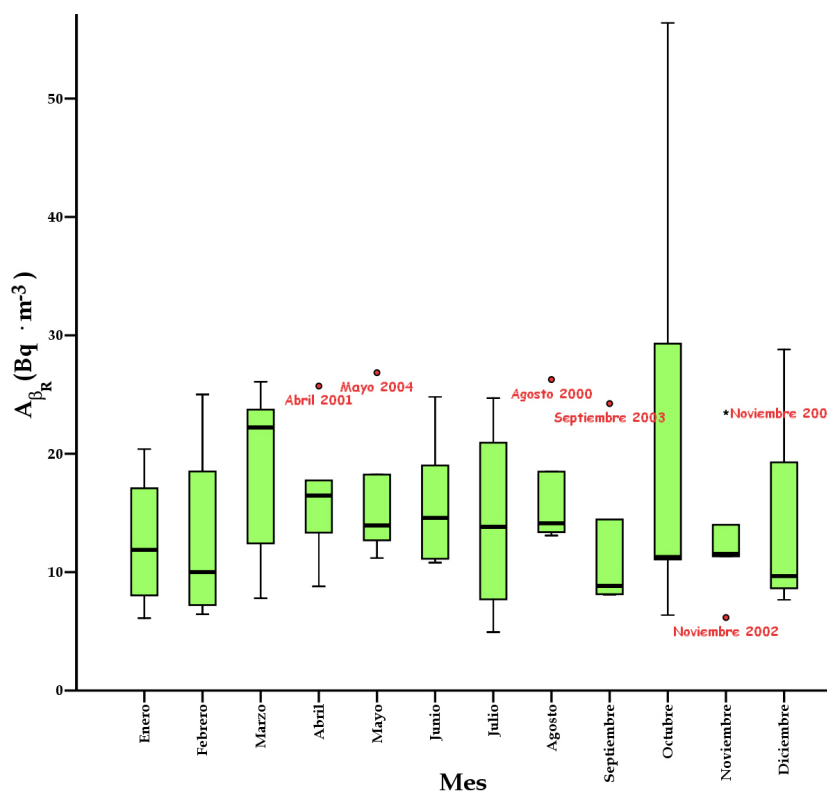
**Tabla 7.44.** Resultados del test de *Kolmogorov-Smirnov* para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad beta resto en las muestras de agua potable.

Test de Kolmogorov-Smirnov			
Distribución	Dn	p-Valor	Significación
<i>Uniforme</i>	0.520	<0.001	Se Rechaza al 99.0 %
<i>Exponencial</i>	0.303	<0.001	Se Rechaza al 99.0 %
<i>Normal</i>	0.178	0.002	Se Rechaza al 95.0 %
<i>Log-Normal</i>	0.086	0.101	Se Acepta al 95.0 %

Como ya mencionamos anteriormente, la media geométrica de la actividad beta resto es igual a  $1.389 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , siendo este valor muy inferior a  $1.0 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$ , que es el límite fijado para la actividad beta resto en el *Real Decreto 140/2003 [BOE N°45, 2003]*. Los valores medidos a lo largo del período de muestreo están muy por debajo de los obtenidos en la *red de vigilancia del medio acuático*, implantada por el **CSN** en el año 1987, en las que se muestrean aguas continentales y costeras.

La vigilancia de las aguas continentales se realiza mediante estaciones de muestreo situadas a lo largo de los ríos, en las distintas cuencas hidrográficas [**González Calvo et al., 2004**]. En el caso del río Guadalquivir, se han establecido 12 puntos de muestreo, analizándose un total de 85 muestras, obteniéndose unos valores del índice de actividad beta resto que oscilan entre  $8.0 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  y  $1.0 \cdot 10^3 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , siendo estos valores muy superiores a los medidos en el agua potable de la ciudad de Granada.

En el diagrama de cajas de la **Figura 7.48**, página 261, se representa la agrupación mensual de los valores de la actividad beta resto. En dicho diagrama se pueden apreciar seis valores anómalos, cinco de ellos por encima de las cajas, valores anormalmente altos, y uno por debajo, valor anormalmente bajo. En este caso, el *RIQ* suele ser grande, destacando especialmente el mes de octubre, hecho que difiere de la actividad beta total, caracterizada por *RIQ* pequeños. En los meses de abril, mayo, agosto y noviembre se observa que el *RIQ* es muy pequeño, indicándonos que la dispersión de los valores de la actividad beta resto en ellos es muy baja. Generalmente, la mediana se encuentra desplazada hacia la parte inferior de la caja, y por tanto, predominan las actividades bajas sobre las altas.



**Figura 7.48.** Diagrama de cajas de la agrupación mensual de los valores de la actividad beta resto en las muestras de agua potable.

A continuación, determinaremos si existen diferencias significativas entre la actividad beta total medida en los doce meses, para lo que aplicaremos el test de *Kruskal- Wallis*. En la **Tabla 7.45**, página 262, se muestran los resultados del test para la actividad beta resto agrupada por meses. En ella, se aprecia que el *p-Valor* es de 0.869, por lo que no existen diferencias significativas entre las actividades beta resto de los distintos meses, para un intervalo de confianza del 95.0%. De acuerdo con estos resultados podemos realizar la siguiente agrupación estacional de los valores de la actividad beta resto:

- ☆ **Estación de invierno:** Enero, febrero y marzo.
- ☆ **Estación de primavera:** Abril, mayo y junio.
- ☆ **Estación de verano:** Julio, agosto y septiembre.
- ☆ **Estación de otoño:** Octubre, noviembre y diciembre.

**Tabla 7.45.** Resultados del test de Kruskal-Wallis para la actividad beta resto agrupada por meses.

Test de Kruskal-Wallis					
Mes	Nº Datos	Rango	Mes	Nº Datos	Rango
Enero	4	22.25	Julio	4	25.25
Febrero	4	21.50	Agosto	5	36.20
Marzo	5	34.20	Septiembre	5	22.20
Abril	5	32.60	Octubre	5	30.80
Mayo	5	33.80	Noviembre	5	24.80
Junio	5	32.00	Diciembre	4	21.75
<b>Total</b>	56				
$\chi^2$	6.070	<i>g.l.</i> = 11	<b>p-Valor</b>	0.869	

En la **Tabla 7.46**, página 263, se muestran los estadísticos descriptivos que caracterizan la agrupación estacional del índice de actividad beta resto. De los valores del coeficiente de asimetría obtenidos para la estaciones de invierno, primavera y otoño se deduce que los datos presentan asimetría hacia la derecha, mientras que en el caso de la estación de verano la asimetría es hacia la izquierda. El coeficiente de curtosis muestra que las estaciones de invierno, primavera y verano son *platicúrticas*, mientras que la de verano es *leptocúrtica*. Tanto el cociente del coeficiente de curtosis entre su error típico como el cociente del coeficiente de asimetría entre su error típico son menores de 2 para las estaciones de invierno, primavera y verano, y por tanto, los datos se ajustarían a la distribución normal. En el caso de la estación de verano los dos cocientes son mayores de 2, por que la distribución de los datos se aleja de la normalidad, hecho que se pone de manifiesto en la **Figura 7.49**, página 263, en la que se muestran los histogramas de frecuencias de la actividad beta resto agrupada por estaciones.

En la **Figura 7.50**, página 264, se representa el diagrama de cajas de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta resto. Como se puede apreciar en dicha figura solo existen un valor anómalo, en el otoño de 2003. El *RIQ* más pequeño se obtiene para la estación de primavera, mientras que el valor más alto se da en el otoño. En esta estación la mediana se encuentra desplazada hacia la izquierda de la caja lo que nos indica que predominan los valores bajos sobre los altos, ocurriendo lo mismo en el invierno y la primavera, pero en un menor grado. En el verano la mediana se encuentra situada, prácticamente, en el centro, y por tanto, no se observan diferencias entre los valores bajos y altos.

Tabla 7.46. Estadísticos descriptivos del índice de actividad beta resto agrupado por estaciones.

	Invierno	Primavera	Verano	Otoño
<b>Nº Total de Datos</b>	15	15	15	15
<b>Valores con A &gt;LID</b>	13	15	14	14
<b>Media</b>	$1.492 \cdot 10^1$	$1.635 \cdot 10^1$	$1.474 \cdot 10^1$	$1.691 \cdot 10^1$
<b>Desviación Típica</b>	7.505	5.702	6.705	$1.372 \cdot 10^1$
<b>Mediana</b>	$1.243 \cdot 10^1$	$1.457 \cdot 10^1$	$1.376 \cdot 10^1$	$1.131 \cdot 10^1$
<b>Media Geométrica</b>	$1.315 \cdot 10^1$	$1.549 \cdot 10^1$	$1.329 \cdot 10^1$	$1.358 \cdot 10^1$
<b>Valor Máximo</b>	$2.610 \cdot 10^1$	$2.690 \cdot 10^1$	$2.630 \cdot 10^1$	$5.640 \cdot 10^1$
<b>Valor Mínimo</b>	6.110	$8.800 \cdot 10^1$	4.930	6.170
<b>Rango</b>	$2.000 \cdot 10^1$	$1.810 \cdot 10^1$	$2.130 \cdot 10^1$	$5.020 \cdot 10^1$
<b>Asimetría</b>	0.351	0.725	-0.484	2.109
<b>Err. típ. de asimetría</b>	0.616	0.580	0.597	0.597
<b>Curtosis</b>	-1.649	-0.550	-0.780	4.848
<b>Err. típ. de curtosis</b>	1.191	1.121	1.154	1.154

Actividades expresadas en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

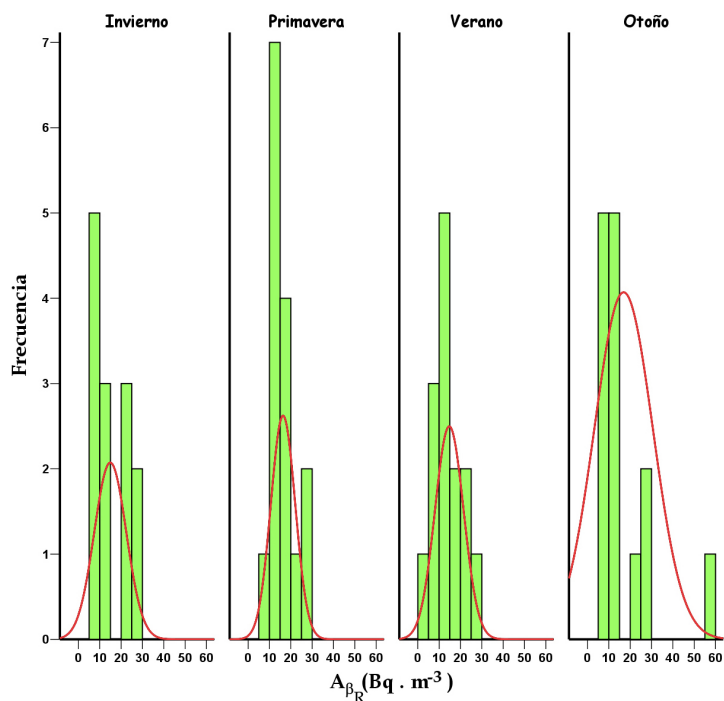
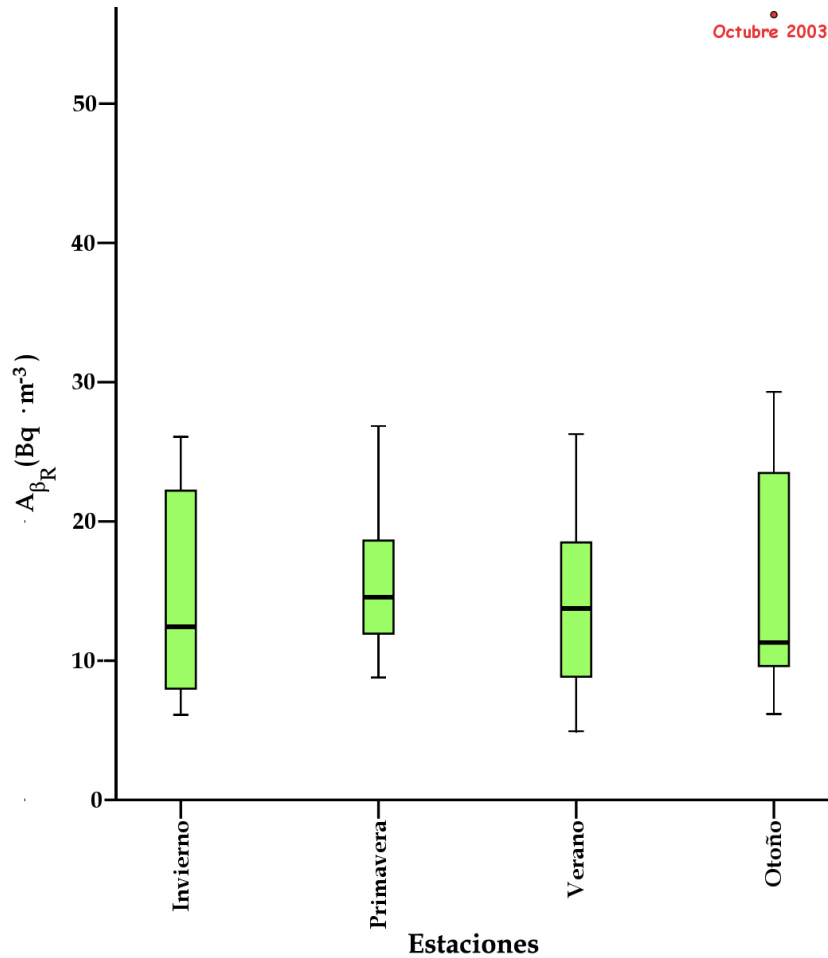


Figura 7.49. Histograma de frecuencias de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta resto en las muestras de agua potable.



**Figura 7.50.** Diagrama de cajas de la agrupación estacional de los valores de la actividad beta resto en las muestras de agua potable.

A continuación, emplearemos el test de *Kolmogorov-Smirnov* para determinar la distribución a la que mejor se ajustan los datos, obteniendo los resultados que figuran en la **Tabla 7.47**, página 265. Estos resultados muestran que las estaciones de invierno, primavera y verano poseen un  $p$ -Valor significativo, considerando un intervalo de confianza del 95.0%, para las distribuciones normal y log-normal, aunque el  $p$ -Valor más alto se obtiene para la distribución log-normal. La estación de verano solamente posee  $p$ -Valor significativo para la distribución log-normal. Por todo ello, para comparar los valores de la actividad beta resto de cada estación vamos a considerar el valor de la media geométrica. El valor más alto de ésta se alcanza en la primavera, con  $1.549 \cdot 10^1 \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ , mientras que el valor más bajo se da en el invierno, con  $1.315 \cdot 10^1 \text{ Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ . El valor más bajo de la varianza se obtuvo en la primavera, lo que nos indica que hay una menor dispersión de los datos en esta estación, mientras que la varianza más elevada se obtuvo en el otoño.



**Tabla 7.47.** Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para encontrar la distribución a la que mejor se ajustan los datos de la actividad beta resto agrupados por estaciones.

Test de Kolmogorov-Smirnov								
Distribución	Invierno		Primavera		Verano		Otoño	
	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>	<i>D<sub>n</sub></i>	<i>p-Valor</i>
<i>Uniforme</i>	0.232	0.037	0.234	0.135	0.197	0.424	0.558	<0.001
<i>Exponencial</i>	0.336	0.048	0.417	<0.001	0.351	0.016	0.306	0.016
<i>Normal</i>	0.176	0.170	0.156	0.513	0.160	0.297	0.298	<0.001
<i>Log-Normal</i>	0.179	0.170	0.117	0.717	0.130	0.607	0.242	0.071

En azul se muestran las distribuciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

Para determinar si existen diferencias significativas en la actividad beta resto, medida en cada una de las estaciones, utilizaremos la prueba *Mann-Whitney-Wilcoxon*, obteniendo los resultados que se muestran en la **Tabla 7.48**, y de ellos se deduce que no existen diferencias significativas entre los valores de la actividad beta resto medidos en las cuatro estaciones.

**Tabla 7.48.** Resultados del test Mann-Whitney-Wilcoxon para la actividad beta agrupada por estaciones.

	Primavera		Verano		Otoño	
	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>	<i>U</i>	<i>p-Valor</i>
<i>Invierno</i>	78.0	0.387	84.0	0.756	89.0	0.923
<i>Primavera</i>			85.0	0.383	80.0	0.275
<i>Verano</i>					91.0	0.748

Donde *U* es el valor del estadístico del test de Mann-Whitney-Wilcoxon.

En verde se muestran las estaciones para las que  $p - Valor > 0.05$ .

### 7.3.4. Influencia del pH y la conductividad en la actividad alfa total, beta total y beta resto de las muestras de agua potable

En este apartado, vamos a estudiar si existe correlación lineal entre el pH de las muestras de agua potable y los valores de la actividad alfa total, beta total y beta resto medidos en ellas. También determinaremos si existe correlación con la conductividad medida a 25 °C<sup>26</sup>.

En primer lugar, mediante el *coeficiente de correlación por rangos de Kendall* vamos a determinar la dirección en la que se produce la relación entre las variables, es decir, una rela-

<sup>26</sup>Tanto los valores de pH como de conductividad comenzaron a medirse, para cada una de las muestras de agua potable, a partir del año 2002.

ción positiva implica que los valores altos de una variable se asocian con los valores altos de la otra, y sus valores bajos con los valores bajos; mientras que una relación negativa implica que los valores altos de una variable se asocian con valores bajos de la otra, y viceversa. En la **Tabla 7.49** se muestra el valor de la  $\mathcal{T}_b$  de Kendall, así como el  $p$ -Valor obtenido para la relaciones del pH y la conductividad con los índices de actividad alfa total, beta total y beta resto. De los resultados obtenidos se deduce que la relación es significativa entre el pH y la actividad alfa total, y la conductividad y la actividad alfa, siendo el  $\mathcal{T}_b > 0$ , por lo que valores altos de pH y conductividad se asocian con valores altos de la actividad alfa total.

**Tabla 7.49.** Resultados del coeficiente de correlación por rangos de Kendall para los índices de actividad alfa total, beta total, beta resto, pH y conductividad.

	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_{\beta_R}$	
	$\mathcal{T}_b$	$p$ -Valor	$\mathcal{T}_b$	$p$ -Valor	$\mathcal{T}_b$	$p$ -Valor
<i>pH</i>	0.364	0.003	0.208	0.078	0.013	0.917
<i>Conductividad</i>	0.346	0.004	0.132	0.258	0.046	0.700

Donde  $\mathcal{T}_b$  es el valor del estadístico del coeficiente de correlación por rangos de Kendall.

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 99.0%.

En los apartados anteriores hemos estudiado la distribución más apropiada para los índices de actividad alfa total, beta total y beta resto, habiéndose obtenido el  $p$ -Valor más alto para la distribución *log-normal*. Por ello, para determinar si existe correlación, emplearemos el coeficiente de correlación por rangos de Spearman ya que dicho coeficiente se aplica cuando una o varias de las variables a contrastar no se distribuyen normalmente. En la **Tabla 7.50** se muestran los resultados obtenidos para este coeficiente de correlación. El  $p$ -Valor nos indica que solo existe correlación lineal significativa entre el pH y la actividad alfa total, y entre la conductividad y la actividad alfa total. En el caso de la actividad beta total y beta resto la correlación no es significativa, hecho que difiere de los resultados obtenidos por Baeza et al., 1995, en los que se establece que existe correlación lineal entre el índice de actividad beta total y el pH y la dureza total del agua.

**Tabla 7.50.** Resultados del coeficiente de correlación por rangos de Spearman para los índices de actividad alfa total, beta total, beta resto, pH y conductividad.

	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_{\beta_R}$	
	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<i>pH</i>	0.503	0.002	0.296	0.079	0.032	0.857
<i>Conductividad</i>	0.466	0.006	0.180	0.294	0.068	0.703

Donde  $\rho$  es el valor del estadístico del coeficiente de correlación por rangos de Spearman.

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 99.0%.

### 7.3.5. Estudio de la variabilidad de la actividad del $^{90}\text{Sr}$

La determinación de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  se ha realizado en las 60 muestras que se han tomado a lo largo del período de muestreo. Para ello, hemos empleado el método de separación radioquímica por intercambio iónico, descrito en el **Capítulo 6**, página 146, habiéndose obtenido actividades superiores al *LID* en 21 muestras. Estas actividades se han representado en la **Figura 7.51**, página 268, en donde se puede observar que:

- En ningún caso se ha superado el nivel de investigación<sup>27</sup> fijado por el CSN en la *Guía de Seguridad N° 7.7 [Consejo de Seguridad Nuclear, 1994]*.
- El valor máximo de actividad,  $3.350 \cdot 10^1 \pm 2.732 \cdot 10^1 \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , es muy inferior al nivel de notificación,  $6.0 \cdot 10^{-2} \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$ , fijado por el **DG-TREN<sup>28</sup> [DG-TREN and DG-JRC, 2005]**.
- Se observa una gran irregularidad en las muestras que presentan actividad superior al *LID*:
  - ▶ En el año 2000 sólo los meses de marzo y junio presentaron actividad superior al *LID*.
  - ▶ En el 2001 hemos determinado actividad superior al *LID* en todos los meses del primer semestre y en el mes de agosto.
  - ▶ En el 2002 todos los valores de actividad son inferiores al *LID*.
  - ▶ En el 2003 se obtuvieron valores superiores al *LID* en los meses de septiembre, noviembre y diciembre.
  - ▶ En el 2004, exceptuando los meses de julio, septiembre y diciembre, la actividad medida fue superior al *LID*. Por otro lado, se observa que las actividades más altas se obtienen en el primer trimestre de este año.

Debido a lo irregular de las actividades medidas no podemos realizar un estudio estadístico detallado, ya que hay años en los que no se ha detectado actividad superior al *LID*, o bien, en los años que ésta se ha detectado, el número de meses con actividad significativa es muy pequeño.

---

<sup>27</sup>El nivel de investigación fijado en la guía de seguridad N° 7.7. para el  $^{90}\text{Sr}$  es de  $1.4 \text{ Bq}\cdot\text{l}^{-1}$ .

<sup>28</sup>**DG TREN**: Directorate General Nuclear Safety and Safeguards, Radiation Protection.

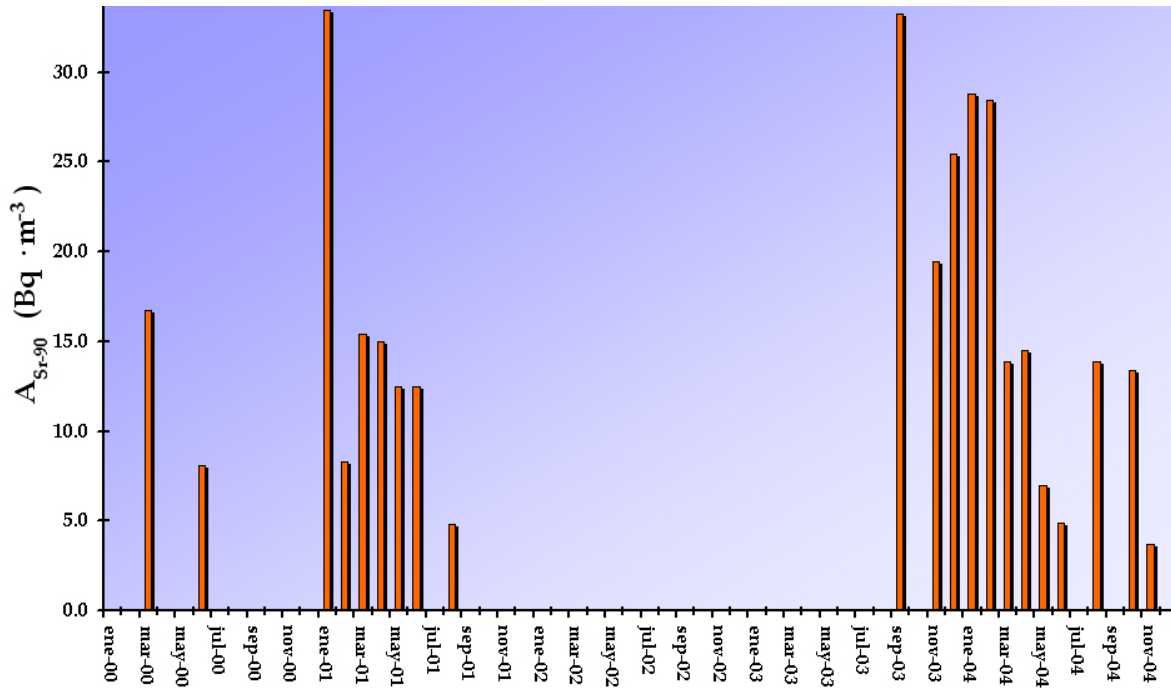


Figura 7.51. Actividad del  $^{90}\text{Sr}$  en las muestras de agua potable.

## 7.4. Conclusiones

*El estudio estadístico del índice de actividad alfa total en las muestras de aerosoles nos ha permitido establecer que la distribución de sus valores se rige por la ley de distribución log-normal, y por tanto, el estimador válido de la posición central es la media geométrica. Por otra parte, el estudio pormenorizado de estos valores nos indica que:*

- *Los meses de enero, febrero y marzo del año 2000, presentan valores anormalmente altos, hecho atribuible a las bajas precipitaciones registradas para esos meses durante el año 2000, lo que origina una mayor acumulación de aerosoles, ya que se minimiza el efecto de lavado de la lluvia y se ven favorecidos los procesos de exhalación del radón.*
- *Los valores máximos de la actividad alfa total se registran en la estación de verano, meses de julio y agosto, mientras que los valores más bajos se dan en la estación de otoño, meses de noviembre y diciembre.*

*El comportamiento que muestra el índice de actividad alfa total se puede explicar considerando que en la estación de verano predominan las condiciones meteorológicas de altas presiones, las cuales están asociadas a condiciones estables lo que favorece la concentración de aerosoles, mientras que en el otoño predominan las bajas presiones, que están ligadas a condiciones meteorológicas inestables que dan lugar al arrastre y dispersión de los aerosoles.*

*El estudio de la variabilidad de los valores de la actividad beta total en las muestras de aerosoles ha puesto de manifiesto que estos cumplen la ley de distribución log-normal y normal, aunque el p-Valor más elevado se obtiene para esta última. Por otra parte, la variación que experimentan los valores de la actividad beta total es similar a la encontrada en la actividad alfa total, aunque el índice de actividad beta total alcanza sus valores más elevados en los meses de agosto y septiembre. Si estudiamos la relación entre los valores de los índices de actividad alfa total y beta total obtenemos una fuerte correlación entre ellos, y por otro lado, el cociente de la actividad alfa total entre la actividad beta total, muestra una elevada dependencia estacional, de lo que se deduce que las variables meteorológicas son determinantes en los niveles registrados.*

*El estudio de la correlación entre el peso de aerosoles depositados y los índices de actividad medidos muestra que existe una correlación directa entre ambos, es decir, un aumento del peso de aerosoles depositado se traduce en un incremento en la actividad medida de los dos índices.*

*La determinación de los emisores gamma en las muestras de aerosoles ha puesto de manifiesto una fuerte correlación entre la actividad alfa total y el  $^{210}\text{Pb}$ , hecho que corrobora las justificaciones dadas hasta ahora para la variación en los niveles del índice de actividad alfa total, ya que este radionucleido es un descendiente del  $^{222}\text{Rn}$ .*

*En el caso del índice de actividad beta total se observa que existe correlación positiva con los emisores gamma  $^7\text{Be}$ ,  $^{40}\text{K}$ ,  $^{210}\text{Pb}$  y  $^{214}\text{Bi}$ , destacando la fuerte correlación observada con el  $^7\text{Be}$ . Por otro lado, este radionucleido es de origen cosmogénico y su concentración en el aire depende enormemente de las condiciones meteorológicas, hecho que justificaría la dependencia del índice de actividad beta total con las condiciones meteorológicas, y por tanto, la estacionalidad observada en el mismo.*

*El estudio de las variaciones observadas en los valores de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  en las muestras de aerosoles pone de manifiesto que están estrechamente relacionadas con las intru-*

*siones de las masas de aire procedentes del desierto del Sahara y de la región del Sahel.*

*Por último, la determinación de los índices de actividad alfa total, beta total y beta resto en el agua potable, a lo largo del período 2000 - 2004, muestra que en ninguna de las muestras analizadas se han superado los niveles establecidos para estos índices en la legislación vigente. Por otra parte, la determinación de la actividad del <sup>90</sup>Sr nos indica que su presencia en el agua potable es irregular, pero en ningún caso se ha superado el nivel de investigación fijado por el CSN, en la **Guía de Seguridad 7.7**.*

---

# Capítulo 8

## Influencia de las variables meteorológicas

---

### 8.1. Introducción

En este capítulo abordaremos la influencia de las variables meteorológicas sobre los índices de actividad alfa total y beta total y la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  determinados en las muestras de aerosoles y agua potable. También estudiaremos su influencia sobre el índice de actividad beta resto medido, únicamente, en las muestras de agua potable. Para ello, vamos a realizar, en primer lugar, una breve descripción de la climatología existente en la ciudad de Granada, de su situación geográfica y de los accidentes topográficos más influyentes.

La ciudad de Granada está situada a  $37^{\circ} 10' 18''$  de latitud Norte y  $03^{\circ} 35' 56''$  de longitud oeste, con respecto al meridiano de Greenwich, y a una altitud media sobre el nivel del mar de 683 m. Sierra Nevada crea una barrera que dificulta la influencia de las brisas marítimas, y por tanto, el clima que afecta a la Depresión de Granada posee un claro matiz mediterráneo-continental. Su ubicación geográfica, la sitúa entre las regiones climáticas atlántica y mediterránea, de aquí que se den situaciones caracterizadas por frío y humedad frente a situaciones cálidas y secas.

La climatología de Granada se ve afectada por dos situaciones atmosféricas, claramente diferenciadas: el dominio de las borrascas del Oeste de la Península y la disposición de los centros de acción. De ambas se pueden desprender temperaturas suaves o frías y precipitaciones. Pero estas características se ven acentuadas por su altitud media y el aislamiento que le proporciona Sierra Nevada. La combinación de todos estos elementos da lugar a que Granada posea un clima con características propias:

- ➔ Su emplazamiento en una llanura cercada de montañas, y la presencia de un suelo con un alto grado de humedad, favorece la aparición de frecuentes inversiones térmicas que dan lugar a las neblinas matinales.
- ➔ La influencia de las brisas procedentes del mar Mediterráneo están minimizadas por el obstáculo orográfico que rodea a la Depresión de Granada.
- ➔ La altitud media da lugar a descensos en el gradiente térmico.
- ➔ Gran duración de las dos estaciones extremas: invierno y verano. Las otras dos estaciones, primavera y otoño, se consideran como prolongación de las primeras.
- ➔ Importantes amplitudes térmicas tanto diarias como anuales.
- ➔ Escasez de fuertes vientos que se ven atenuados por la barrera montañosa.
- ➔ Aparición de brisas de montaña y de valle.
- ➔ Notoria sequía estival que se prolonga durante cuatro o cinco meses. En el resto del año las precipitaciones se producen de forma equilibrada.
- ➔ Frecuentes heladas, bien en forma de rocío o de escarcha, durante el invierno, aunque pueden extenderse hasta el mes de Mayo.

Todos los factores mencionados anteriormente, junto con sus condiciones urbanísticas, dificultan la dispersión de los contaminantes en el aire.

La contaminación urbana es un fenómeno causado por numerosos factores de origen natural y antrópico, cuyas consecuencias se dejan sentir en los ámbitos más diversos. Uno de los fenómenos que más incide en la contaminación urbana es la inversión térmica, ya que la altitud a la que se encuentra la capa de inversión en relación con el emplazamiento de la ciudad define el volumen de atmósfera donde los gases y partículas deben diluirse. Mientras más alta esté la capa de inversión, mayor será el volumen, y por tanto, mayor dilución de los contaminantes atmosféricos. La combinación tamaño de ciudad y altura de la inversión térmica, determinan, en parte, el espacio de contención de los contaminantes. Por otra lado, la inversión térmica genera una capa de aire que no permite la salida de los contaminantes del área urbana. Si el fenómeno se origina en ausencia de vientos el problema se agudiza, ya que no se produce la ruptura de la capa de inversión.

De forma general, la temperatura del aire disminuye con la altura, hecho que recibe



el nombre de *Gradiente Vertical de Temperatura*<sup>1</sup>, *GVT*. En la troposfera el *GVT* medio es aproximadamente de 6.5° C / 1000 m. Sin embargo, a menudo se registra un aumento de temperatura con la altura en determinadas capas de la atmósfera. A este incremento de la temperatura con la altura se le denomina *inversión de temperatura*.

La *inversión de temperatura* se suele producir en las capas de la atmósfera que están en contacto con la superficie terrestre durante noches despejadas y frías, y en condiciones de calma o de vientos muy suaves, ya que estas capas de aire se enfrían más rápidamente que las que se hallan a continuación. Superada esta capa de inversión térmica, la temperatura comienza a disminuir nuevamente con la altura, restableciéndose las condiciones normales de la troposfera. Puede ocurrir que se produzcan inversiones térmicas, a distintas alturas en la troposfera inferior o media. Esto se debe, fundamentalmente, al ingreso de aire caliente en determinadas capas, debido a la presencia de alguna zona frontal.

En términos generales, la temperatura decrece a lo largo de toda la troposfera, hasta alcanzar la región llamada estratosfera (variable con la latitud y la época del año), donde la temperatura no decrece sino que permanece aproximadamente constante o, inclusive, aumenta con la altura.

Otro factor que debemos considerar son las *células de convección de Hadley* que descienden, aproximadamente, sobre los 30° Norte<sup>2</sup> y Sur, como se puede apreciar en la **Figura 8.1**, página 274. Estas masas de aire, al descender, calientan la atmósfera por compresión, creando un área de fuerte inversión térmica<sup>3</sup>. Un proceso similar se produce en los polos formando las *células de Ferrel y polares*.

Al margen del régimen de vientos, el emplazamiento de una ciudad en una zona rodeada total o parcialmente por montañas, ya sea en una cuenca tectónica o en una depresión, influye en la dispersión de los contaminantes, ya que éstos se ven limitados al área circunscrita por el relieve. Dependiendo del tamaño de la geoforma, los contaminantes tendrán mayor o menor espacio para dispersarse. Los vientos locales, a su vez, están determinados por la brisa valle-montaña, que dependerá de la pendiente y exposición de las laderas, además de la forma y dimensiones longitudinales. Este fenómeno presenta una doble consecuencia; por una parte, genera una inversión baja que limita la dispersión de los contaminantes, y por otra, puede arrastrar los contaminantes de la ciudad hacia una determinada zona dentro de ella, lo que

---

<sup>1</sup>El Gradiente Vertical de Temperatura, *GVT*, se define como el cociente entre la variación de la temperatura y la variación de altura entre dos niveles.

<sup>2</sup>La ciudad de Granada se encuentra situada a una latitud de 37° 10' 18" N.

<sup>3</sup>Las *células de Hadley* se forman en el ecuador, donde la masa ascendente de aire se acumula en los niveles altos de la atmósfera, y desde allí diverge hacia altas latitudes, descendiendo, aproximadamente, a los 30° lo que origina un potente anticiclón llamado *Alta Presión Subtropical*.

origina graves problemas de contaminación.

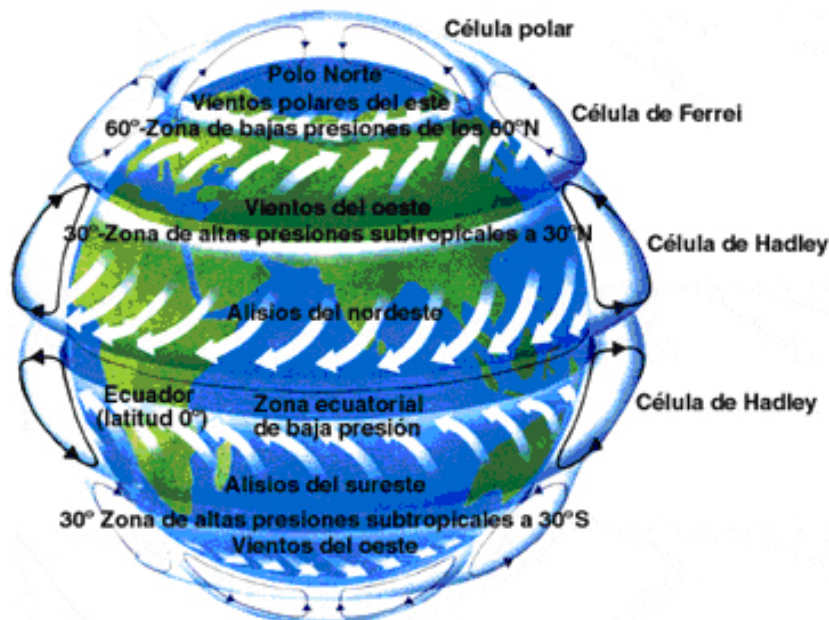


Figura 8.1. Diagrama de las células de convección.

Al abordar la contaminación atmosférica, hay que considerar que:

- ▶ La difusión o concentración de contaminantes depende tanto de la estabilidad atmosférica (existencia de inversión térmica) como de las características del movimiento horizontal del aire.
- ▶ Los aerosoles son eliminados de la atmósfera por sedimentación y lavado.
- ▶ Ciertos contaminantes gaseosos pueden sufrir complejas reacciones fotoquímicas, originando, a su vez, otros gases contaminantes y partículas.

Las condiciones meteorológicas ejercen una gran influencia en la calidad del aire, ya que pueden dispersar o concentrar los contaminantes, o arrastrar la contaminación urbana hasta las áreas circundantes. Por tanto, en la dispersión de contaminantes actuarán elementos del clima, tales como, la temperatura, la humedad, los vientos predominantes, etc. Por todo ello, todas estas variables meteorológicas influirán en los valores que toman los índices de actividad alfa total, beta total y la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  en las muestras de aerosoles, siendo necesario estudiar como influyen las variables meteorológicas en ellos.

Los datos de las variables meteorológicas fueron medidos en la estación meteorológica de la base *Aérea de Armilla*, dependiente del *Instituto Nacional de Meteorología*, situada a una distancia, en línea recta, de unos 4 Km del punto en el que se realiza la captación de aerosoles. Las coordenadas geográficas de dicha estación son las siguientes:

- ◇ **Longitud:** 03° 37' 53" W.
- ◇ **Latitud:** 37° 08' 13" N.
- ◇ **Altitud:** 687 m.

Las variables meteorológicas que hemos considerado para realizar el estudio son:

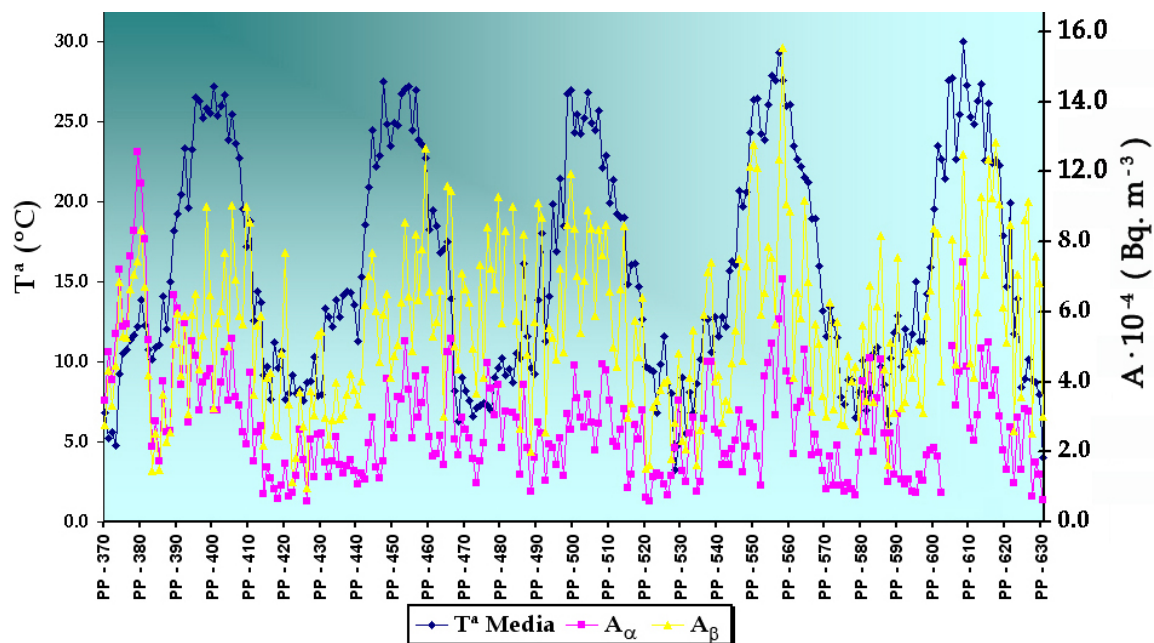
- Temperatura**, expresada en décimas de grado centígrado, considerando la temperatura máxima diaria, mínima diaria y la temperatura media diaria.
- Presión**, expresada en mBar, tomando el valor mínimo, máximo y la media diaria.
- Precipitación diaria**, expresada en mm.
- Días sin lluvia**.
- Humedad relativa**, expresada en %.
- Horas de sol diarias**, expresados en décimas de horas.
- Tanto por ciento de la máxima insolación teórica**.
- Velocidad del viento**, expresada en  $\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$ .
- Dirección del viento**, expresada en grados.

Los datos de estas variables son valores medios diarios, y por ello, ha sido necesario calcular los valores medios correspondientes al período de muestreo de cada uno de los filtros y de las muestras de agua potable.

## 8.2. Muestras de Aerosoles

### 8.2.1. Influencia de la temperatura en los índices de actividad alfa total y beta total

En este apartado estudiaremos la influencia de la temperatura en los valores de los índices de actividad alfa total y beta total medidos en las muestras de aerosoles. Para ello, en primer lugar, calcularemos el valor medio de la temperatura correspondiente al período de muestreo de cada una de las 261 muestras<sup>4</sup> consideradas, y los representaremos en la **Figura 8.2** junto a la actividad alfa total y la actividad beta total registrada para cada una de ellas. En dicha figura se observa cierta correlación entre la temperatura media y los valores de actividad medidos, ya que el aumento de la temperatura media del período de muestreo coincide con un incremento en los índices de actividad medidos, y por el contrario, el descenso de la actividad medida lleva aparejado un descenso en la temperatura media del período de muestreo.



**Figura 8.2.** Valores de la temperatura media, del índice de actividad alfa total y del índice de actividad beta total en cada una de las muestras de aerosoles.

<sup>4</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

En la **Tabla 8.1** figuran los valores de los coeficientes de correlación de Pearson y de Spearman, obtenidos para la relación entre la temperatura media y los índices de actividad alfa total y beta total. De estos valores se desprende que la correlación es significativa y positiva. Por ello, con objeto de estudiarla más detalladamente agruparemos los datos registrados, en los cinco años de muestreo, por meses, calculando a partir de los valores medios diarios de la temperatura máxima, mínima, media y la amplitud térmica,  $AT^5$ , los correspondientes valores medios mensuales. En la **Tabla 8.2** se muestran los valores obtenidos para cada uno de los meses, y de ellos se desprende que la amplitud térmica máxima se obtiene en el mes de junio, con 26.2 °C, la temperatura mínima en el mes de enero, con -2.1 °C, la máxima en el mes de julio, con 38.4 °C, y la temperatura media más baja en el mes de enero, con 7.4 °C, mientras que la más alta, 25.9 °C, se alcanza en el mes de agosto.

**Tabla 8.1.** Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad alfa total y beta total considerando todas las muestras.

	Coef. Pearson		Coef. Spearman	
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$A_\alpha$	-	-	0.401	0.000
$A_\beta$	0.531	0.000	0.502	0.000

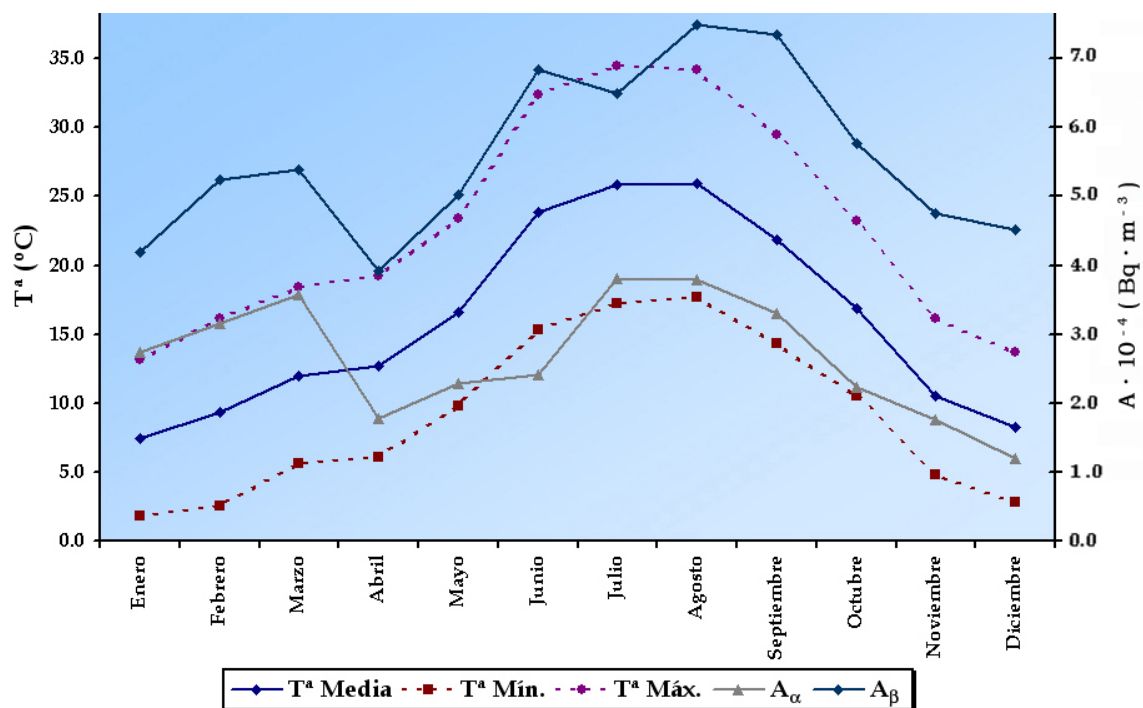
En la **Tabla 8.2** se muestran los valores obtenidos para cada uno de los meses, y de ellos se desprende que la amplitud térmica máxima se obtiene en el mes de junio, con 26.2 °C, la temperatura mínima en el mes de enero, con -2.1 °C, la máxima en el mes de julio, con 38.4 °C, y la temperatura media más baja en el mes de enero, con 7.4 °C, mientras que la más alta, 25.9 °C, se alcanza en el mes de agosto.

**Tabla 8.2.** Valores medios mensuales de la temperatura.

	Temperatura (°C)			
	T <sup>a</sup> Mínima	T <sup>a</sup> Máxima	T <sup>a</sup> Media	Amplitud Térmica
<b>Enero</b>	-2.1	16.8	7.4	18.9
<b>Febrero</b>	0.0	20.1	9.2	20.1
<b>Marzo</b>	2.1	25.0	12.0	22.9
<b>Abril</b>	4.0	26.7	12.7	22.7
<b>Mayo</b>	5.4	29.4	16.5	24.0
<b>Junio</b>	11.3	37.5	23.8	26.2
<b>Julio</b>	14.4	38.4	25.8	24.0
<b>Agosto</b>	14.9	37.9	25.9	23.1
<b>Septiembre</b>	11.1	33.7	21.8	22.6
<b>Octubre</b>	7.2	31.0	16.9	23.9
<b>Noviembre</b>	0.0	21.9	10.5	21.9
<b>Diciembre</b>	-1.4	16.5	8.2	18.0

<sup>5</sup>La amplitud térmica o rango de temperaturas se define como la diferencia existente entre la temperatura máxima y la temperatura mínima.

A continuación, en la **Figura 8.3** hemos representado la evolución mensual de la temperatura media, máxima y mínima y los valores medios mensuales de los índices de actividad alfa total y beta total. Al observar dicha figura podemos concluir que al aumentar la temperatura también aumentan las actividades registradas de los índices de actividad alfa total y beta total, mientras que un descenso en las temperatura lleva aparejado una disminución en las actividades medidas. Este comportamiento se cumple para todos los meses, a excepción del mes de abril, en el que al aumentar la temperatura disminuyen los índices de actividad alfa total y beta total. Este comportamiento atípico lo explicaremos más adelante cuando consideremos las precipitaciones registradas, ya que de los meses que conforman el primer semestre del año, el mes de abril es el que posee un menor número de días sin lluvias.



**Figura 8.3.** Valores medios mensuales de la temperatura media, máxima y mínima, y de los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles.

Por todo ello, para cuantificar la influencia de la temperatura en las actividades registradas, debemos determinar la ley de distribución a la que se ajusta la actividad alfa total y beta total agrupada por meses, para posteriormente calcular los valores del *coeficiente de correlación de Pearson* y el *coeficiente de correlación por rangos de Spearman*, en función de que los datos se distribuyen según la ley *normal* o *log-normal*.

Para determinar la distribución a la que se ajustan los valores de la actividad agrupados por meses aplicaremos el test de *Kolmogorov-Smirnov*. En la **Tabla 8.3**, se muestran los resultados obtenidos para cada una de los meses, así como el  $p$ -valor de las dos distribuciones contrastadas. Los resultados nos indican que los meses de marzo, mayo y octubre, en el caso de la actividad alfa total, no se ajustan a la distribución *normal*, en el resto de meses los datos se pueden ajustar tanto a una distribución *normal* como *log-normal*.

**Tabla 8.3.** Resultados del test de *Kolmogorov-Smirnov* para las distribuciones *normal* y *log-normal* de los datos de la actividad alfa total y beta total agrupados por meses.

	$A_\alpha$				$A_\beta$			
	Normal		Log-Normal		Normal		Log-Normal	
	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor
<i>Enero</i>	0.108	0.392	0.122	0.572	0.128	0.261	0.103	0.475
<i>Febrero</i>	0.390	0.105	0.110	0.171	0.122	0.438	0.197	0.666
<i>Marzo</i>	0.242	0.006	0.132	0.659	0.160	0.334	0.156	0.334
<i>Abril</i>	0.129	0.341	0.111	0.619	0.178	0.419	0.107	0.419
<i>Mayo</i>	0.062	<0.001	0.176	0.350	0.090	0.666	0.101	0.350
<i>Junio</i>	0.180	0.157	0.100	0.532	0.133	0.423	0.146	0.122
<i>Julio</i>	0.142	0.572	0.092	0.823	0.086	0.467	0.118	0.304
<i>Agosto</i>	0.098	0.801	0.111	0.438	0.118	0.082	0.162	0.105
<i>Septiembre</i>	0.109	0.321	0.137	0.172	0.167	0.172	0.116	0.261
<i>Octubre</i>	0.146	0.024	0.109	0.532	0.143	0.081	0.149	0.141
<i>Noviembre</i>	0.137	0.467	0.113	0.303	0.113	0.467	0.090	0.693
<i>Diciembre</i>	0.164	0.802	0.091	0.532	0.169	0.094	0.114	0.204

En azul se muestran las distribuciones para las que  $p$ -valor > 0.05.

Los resultados obtenidos para el estudio de la correlación entre la temperatura y las actividades mensuales se muestran en la **Tablas 8.4 y 8.5**, páginas 281 y 282, respectivamente, donde figuran los valores del coeficiente de correlación de Pearson y de Spearman para cada uno de los meses, considerando la temperatura máxima, mínima, media y la amplitud térmica. De los valores que toman estos coeficientes podemos extraer las siguientes conclusiones:

- **Índice de actividad alfa total:**

- La correlación entre el índice de actividad alfa total y la temperatura, para aquellos meses en lo que ésta es significativa, se caracteriza, de forma general, por ser positiva y elevada, ya que los valores de  $r$  y  $\rho$  son altos y positivos, exceptuando la relación existente con la temperatura mínima en el mes de enero, que es negativa y elevada. La dependencia

hallada para último mes la podemos atribuir a las frecuentes heladas que se producen, lo que facilita el arrastre de los aerosoles.

- ▶ Los meses de enero, febrero, marzo, noviembre y diciembre presentan una fuerte correlación con la amplitud térmica. Esta relación la podemos explicar considerando que en estos meses son frecuentes la formación de inversiones térmicas, y que en ellos, al darse las amplitudes térmicas más bajas se dificulta la ruptura de la capa inversión, lo que favorece el aumento de la concentración de los aerosoles e impide la dispersión de los contaminantes.
- ▶ Los meses de mayo, julio, agosto y septiembre poseen coeficientes de correlación elevados con la temperatura mínima y máxima. Para justificar este comportamiento debemos considerar que en estos meses se registran muy pocas precipitaciones, lo que origina un descenso en el contenido de humedad del suelo, hecho que favorece los procesos de emanación del radón [IaKovleva and Ryzhakova, 2003], y además, en ellos las temperaturas máximas suelen estar por encima de los 30°C y las mínimas son superiores a los 5°C, facilitando la aparición de corrientes de convección ascendentes, que ayudan a la dispersión de los descendientes del radón, y por tanto, se produce un aumento en la actividad alfa medida.
- ▶ Los meses de febrero, mayo, agosto, septiembre, octubre y noviembre poseen una elevada correlación con la temperatura máxima, ya que altas temperaturas ambientales inducen un aumento en la temperatura del suelo lo que intensifica la emanación del radón [Dadong et al., 2004 y Finkelstein et al., 2006].

- **Índice de actividad beta total:**

- ▶ El comportamiento que presenta el índice de actividad beta total es análogo al encontrado en el índice de actividad alfa total.
- ▶ Existe una fuerte correlación con el rango de temperaturas en los meses de enero, febrero marzo, mayo, noviembre y diciembre, con  $r$  y  $\rho$  superiores a 0.6.
- ▶ El mes de septiembre no presenta correlación significativa con la temperatura.
- ▶ Los meses de febrero, mayo, junio, julio, agosto, octubre y noviembre poseen una elevada correlación con la temperatura máxima.



Tabla 8.4. Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad alfa total agrupada por meses.

	Coeficiente de Correlación de Pearson							
	T <sup>a</sup> Mínima		T <sup>a</sup> Máxima		T <sup>a</sup> Media		AT	
	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>
<b>Enero</b>	-0.531	0.008	0.171	0.425	-0.209	0.328	0.615	0.001
<b>Febrero</b>	0.040	0.864	0.687	0.001	0.605	0.004	0.725	0.000
<b>Marzo</b>	–	–	–	–	–	–	–	–
<b>Abril</b>	0.162	0.459	0.118	0.593	0.145	0.510	0.072	0.744
<b>Mayo</b>	–	–	–	–	–	–	–	–
<b>Junio</b>	0.210	0.373	0.182	0.444	0.205	0.387	0.085	0.722
<b>Julio</b>	0.727	0.000	0.509	0.016	0.620	0.002	-0.076	0.736
<b>Agosto</b>	0.592	0.005	0.582	0.006	0.603	0.004	0.256	0.263
<b>Septiembre</b>	0.510	0.011	0.670	0.000	0.661	0.000	0.514	0.010
<b>Octubre</b>	–	–	–	–	–	–	–	–
<b>Noviembre</b>	0.006	0.977	0.569	0.006	0.345	0.116	0.619	0.002
<b>Diciembre</b>	-0.395	0.085	0.336	0.148	-0.018	0.940	0.630	0.003

	Coeficiente de Correlación de Spearman							
	T <sup>a</sup> Mínima		T <sup>a</sup> Máxima		T <sup>a</sup> Media		AT	
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>
<b>Enero</b>	-0.620	0.001	0.023	0.915	-0.317	0.131	0.643	0.001
<b>Febrero</b>	-0.065	0.779	0.622	0.003	0.538	0.012	0.640	0.002
<b>Marzo</b>	-0.400	0.081	0.411	0.072	0.160	0.500	0.604	0.005
<b>Abril</b>	0.077	0.728	-0.035	0.876	-0.047	0.831	-0.033	0.882
<b>Mayo</b>	0.606	0.004	0.571	0.007	0.590	0.005	0.431	0.005
<b>Junio</b>	0.253	0.281	0.251	0.286	0.275	0.241	0.245	0.297
<b>Julio</b>	0.520	0.013	0.353	0.107	0.422	0.050	-0.070	0.758
<b>Agosto</b>	0.605	0.004	0.697	0.000	0.704	0.000	0.259	0.256
<b>Septiembre</b>	0.367	0.008	0.584	0.003	0.539	0.003	0.438	0.032
<b>Octubre</b>	0.296	0.206	0.596	0.006	0.499	0.025	0.326	0.160
<b>Noviembre</b>	-0.075	0.739	0.541	0.009	0.217	0.332	0.780	0.000
<b>Diciembre</b>	-0.390	0.089	0.241	0.305	-0.091	0.703	0.402	0.009

En rojo se muestran las correlaciones no significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

Tabla 8.5. Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad beta total agrupada por meses.

Coeficiente de Correlación de Pearson								
	T <sup>a</sup> Mínima		T <sup>a</sup> Máxima		T <sup>a</sup> Media		AT	
	<i>r</i>	<i>p</i> -Valor	<i>r</i>	<i>p</i> -Valor	<i>r</i>	<i>p</i> -Valor	<i>r</i>	<i>p</i> -Valor
<b>Enero</b>	-0.394	0.047	<b>0.390</b>	<b>0.059</b>	<b>0.012</b>	<b>0.957</b>	0.694	0.000
<b>Febrero</b>	<b>-0.115</b>	<b>0.621</b>	0.539	0.012	0.431	0.041	0.618	0.003
<b>Marzo</b>	<b>-0.430</b>	<b>0.058</b>	<b>0.411</b>	<b>0.072</b>	<b>0.110</b>	<b>0.644</b>	0.618	0.004
<b>Abril</b>	<b>0.286</b>	<b>0.185</b>	0.468	0.024	0.458	0.028	0.436	0.038
<b>Mayo</b>	0.577	0.006	0.687	0.001	0.670	0.001	0.627	0.002
<b>Junio</b>	0.626	0.003	0.564	0.010	0.603	0.005	<b>0.301</b>	<b>0.197</b>
<b>Julio</b>	0.668	0.001	0.438	0.042	0.551	0.008	<b>-0.119</b>	<b>0.599</b>
<b>Agosto</b>	0.529	0.014	0.555	0.009	0.556	0.009	<b>0.297</b>	<b>0.191</b>
<b>Septiembre</b>	<b>0.239</b>	<b>0.260</b>	<b>0.339</b>	<b>0.105</b>	<b>0.329</b>	<b>0.116</b>	<b>0.276</b>	<b>0.192</b>
<b>Octubre</b>	<b>0.406</b>	<b>0.076</b>	0.630	0.003	0.601	0.005	<b>0.419</b>	<b>0.066</b>
<b>Noviembre</b>	<b>-0.076</b>	<b>0.737</b>	0.527	0.012	<b>0.273</b>	<b>0.220</b>	0.656	0.001
<b>Diciembre</b>	<b>-0.434</b>	<b>0.056</b>	<b>0.395</b>	<b>0.084</b>	<b>0.001</b>	<b>0.996</b>	0.722	0.000

Coeficiente de Correlación de Spearman								
	T <sup>a</sup> Mínima		T <sup>a</sup> Máxima		T <sup>a</sup> Media		AT	
	$\rho$	<i>p</i> -Valor	$\rho$	<i>p</i> -Valor	$\rho$	<i>p</i> -Valor	$\rho$	<i>p</i> -Valor
<b>Enero</b>	-0.513	0.010	<b>0.308</b>	<b>0.143</b>	<b>-0.149</b>	0.486	0.685	0.000
<b>Febrero</b>	<b>-0.205</b>	<b>0.373</b>	0.522	0.015	0.378	0.041	0.595	0.004
<b>Marzo</b>	<b>-0.416</b>	<b>0.068</b>	<b>0.383</b>	<b>0.096</b>	<b>0.114</b>	<b>0.631</b>	0.623	0.003
<b>Abril</b>	<b>0.124</b>	<b>0.574</b>	0.377	0.046	0.305	0.037	0.376	0.027
<b>Mayo</b>	0.541	0.011	0.637	0.002	0.614	0.003	<b>0.612</b>	<b>0.003</b>
<b>Junio</b>	0.602	0.005	0.542	0.014	0.588	0.006	<b>0.334</b>	<b>0.150</b>
<b>Julio</b>	0.562	0.007	0.456	0.033	0.483	0.023	<b>0.126</b>	<b>0.578</b>
<b>Agosto</b>	0.565	0.008	0.657	0.001	0.674	0.001	<b>0.348</b>	<b>0.122</b>
<b>Septiembre</b>	<b>0.142</b>	<b>0.509</b>	<b>0.378</b>	<b>0.069</b>	<b>0.310</b>	<b>0.140</b>	<b>0.292</b>	<b>0.166</b>
<b>Octubre</b>	<b>0.300</b>	<b>0.199</b>	0.649	0.002	0.521	0.018	<b>0.429</b>	<b>0.059</b>
<b>Noviembre</b>	<b>0.001</b>	<b>0.998</b>	0.524	0.012	<b>0.234</b>	<b>0.295</b>	0.697	0.000
<b>Diciembre</b>	<b>-0.479</b>	<b>0.063</b>	<b>0.354</b>	<b>0.126</b>	<b>-0.057</b>	<b>0.811</b>	0.661	0.002

En rojo se muestran las correlaciones no significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

A continuación, estudiaremos la correlación existente entre la temperatura y los valores de la actividad agrupados por estaciones, teniendo en cuenta que los valores del índice de actividad alfa total siguen la ley de distribución normal en las estaciones de verano y otoño, y la

ley de distribución log-normal tanto en estas estaciones como en las de invierno y primavera, mientras que el índice de actividad beta total presenta distribuciones log-normal y normal en las cuatro estaciones.

Los resultados obtenidos para la correlación entre el índice de actividad alfa total y la temperatura mínima, máxima, media y la amplitud térmica se muestran en la **Tabla 8.6**. Los valores de los coeficientes de correlación nos indican una fuerte relación entre la temperatura y el índice de actividad alfa total, obteniéndose los coeficientes de correlación más elevados en la estación de verano, caracterizada por poseer las temperaturas máximas más altas, lo que favorece la emanación del radón desde el suelo, ya que altas temperaturas ambientales provocan un aumento en la temperatura del suelo lo que potencia la exhalación del radón [Dadong et al., 2004]. La relación con la amplitud térmica es más acusada en las estaciones de invierno y otoño, mientras que en el verano y la primavera los coeficientes de correlación son inferiores a 0.350. Esto es debido a que en las estaciones de invierno y otoño se dan las amplitudes térmicas más bajas, con valores medios de 21.3°C y 20.6°C, respectivamente, frente a los 24.3°C y 23.2°C de las estaciones de primavera y verano, hecho que dificulta la ruptura de la capa de inversión térmica. Todos los coeficientes de correlación significativos son positivos lo que está en consonancia con los resultados obtenidos por otros investigadores [Ernest and David, 2005, Celestina Baciú, 2005, Dueñas et al., 2004 y García-Talavera et al., 2001].

**Tabla 8.6.** Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad alfa total agrupada por estaciones.

Coeficiente de Correlación de Pearson									
	T <sup>a</sup> Mínima		T <sup>a</sup> Máxima		T <sup>a</sup> Media		AT		
	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	
<b>Invierno</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
<b>Primavera</b>	–	–	–	–	–	–	–	–	–
<b>Verano</b>	0.560	0.000	0.544	0.000	0.566	0.000	0.334	0.006	
<b>Otoño</b>	0.352	0.005	0.586	0.000	0.499	0.000	0.557	0.000	

Coeficiente de Correlación de Spearman									
	T <sup>a</sup> Mínima		T <sup>a</sup> Máxima		T <sup>a</sup> Media		AT		
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	
<b>Invierno</b>	-0.188	0.134	0.359	0.003	0.180	0.151	0.611	0.000	
<b>Primavera</b>	0.366	0.003	0.370	0.003	0.376	0.002	0.286	0.022	
<b>Verano</b>	0.504	0.000	0.486	0.000	0.512	0.000	0.263	0.032	
<b>Otoño</b>	0.338	0.007	0.623	0.000	0.487	0.000	0.585	0.000	

En rojo se muestran las correlaciones no significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

Los resultados del estudio de la correlación entre el índice de actividad beta total y la temperatura mínima, máxima, media y la amplitud térmica se muestran en la **Tabla 8.7**, donde figuran los valores obtenidos para el coeficiente de correlación de Pearson y de Spearman. Todos los coeficientes de correlación son significativos y positivos, al igual que ocurría con la actividad alfa total. Las estaciones de invierno y otoño poseen coeficientes de correlación elevados con la amplitud térmica, hecho que coincide con los resultados obtenidos para el índice de actividad alfa total. En el caso de la la temperatura media el coeficiente de correlación más elevado se obtiene para la estación de primavera. La estación de verano solamente posee correlación significativa con la temperatura mínima y media, siendo en ambos casos el coeficiente de correlación inferior a 0.3.

**Tabla 8.7.** Estudio de la correlación entre la temperatura y la actividad beta total agrupada por estaciones.

	Coeficiente de Correlación de Pearson							
	T <sup>a</sup> Mínima		T <sup>a</sup> Máxima		T <sup>a</sup> Media		AT	
	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>
<b>Invierno</b>	-0.082	0.518	0.482	0.000	0.283	0.022	0.654	0.000
<b>Primavera</b>	0.693	0.000	0.724	0.000	0.723	0.000	0.414	0.000
<b>Verano</b>	0.267	0.029	0.209	0.089	0.238	0.042	0.070	0.575
<b>Otoño</b>	0.211	0.099	0.500	0.000	0.385	0.002	0.614	0.000

	Coeficiente de Correlación de Spearman							
	T <sup>a</sup> Mínima		T <sup>a</sup> Máxima		T <sup>a</sup> Media		AT	
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>
<b>Invierno</b>	-0.105	0.403	0.463	0.000	0.257	0.038	0.650	0.000
<b>Primavera</b>	0.688	0.000	0.732	0.000	0.724	0.000	0.428	0.000
<b>Verano</b>	0.256	0.037	0.226	0.066	0.246	0.044	0.107	0.388
<b>Otoño</b>	0.132	0.308	0.460	0.000	0.288	0.023	0.625	0.000

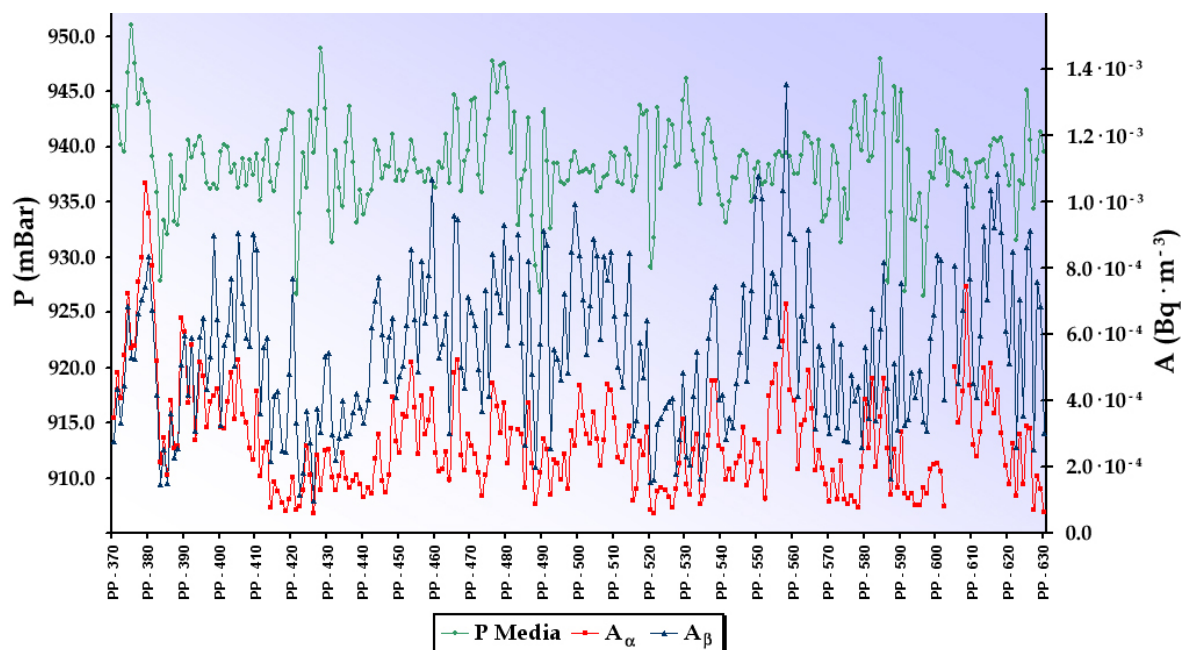
En rojo se muestran las correlaciones no significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

### 8.2.2. Influencia de la presión atmosférica en los índices de actividad alfa total y beta total

La influencia de la presión atmosférica en los índices de actividad alfa total y beta total no está bien establecida, ya que autores como **García-Talavera et al., 2001**, y **Hernández et al., 2005b**, afirman que no existe correlación entre la presión atmosférica y la variación de

estos índices, mientras que **Dueñas et al., 2004**, **Kataoka et al., 2003**, y **Vecchi et al., 2005**, han determinado la existencia de correlación significativa y positiva. Por otra parte, **Minoura and Takekawa, 2005**, establecen que la formación y tamaño de los aerosoles depende de la presión atmosférica, existiendo una correlación positiva entre ambos, de aquí que sea lógico pensar que los valores de los índices de actividad alfa total y beta total medidos en las muestras de aerosoles se vean influenciados por ésta.

En nuestro caso, al representar como varía la presión atmosférica y los índices de actividad alfa total y beta total de cada una de las muestras<sup>6</sup>, **Figura 8.4**, se observa la existencia de correlación entre ellos, como ponen de manifiesto los valores de los coeficientes de correlación de Pearson y de Spearman que se muestran en la **Tabla 8.8**, página 286. Los resultados obtenidos nos indican que la correlación es significativa y positiva tanto para la actividad alfa total como para la actividad beta total, y por ello, realizaremos, a continuación, un estudio más exhaustivo de esta relación.



**Figura 8.4.** Valores de la presión media, del índice de actividad alfa total y del índice de actividad beta total en cada una de las muestras de aerosoles.

<sup>6</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

En primer lugar, agruparemos los valores medios diarios de la presión mínima, máxima y media por meses obteniendo los valores de la **Tabla 8.9**. En ella se puede apreciar que en los meses de enero y febrero se alcanzan valores elevados de la presión media, con presiones de 941.6 mBar y 942.3 mBar, respectivamente, que asociado al hecho de

que en estos meses se dan las temperaturas más bajas, y puesto que las altas presiones conllevan condiciones meteorológicas estables, se favorece la formación de inversiones térmicas, lo que dificulta la dispersión de los aerosoles, de aquí que los valores del índice de actividad alfa total y beta total aumenten. Por otra parte, el valor mínimo de la presión máxima, mínima y media se obtiene en el mes de abril, coincidiendo con el mes para el que se registran los valores más bajos de los índices de actividad alfa total y beta total del primer semestre (**Figura 8.5**, página 287), ya que bajos valores de presión están asociados a situaciones ciclónicas en las que se produce un arrastre de aerosoles por el lavado que ejerce la lluvia.

**Tabla 8.8.** Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad alfa total y beta total considerando todas las muestras.

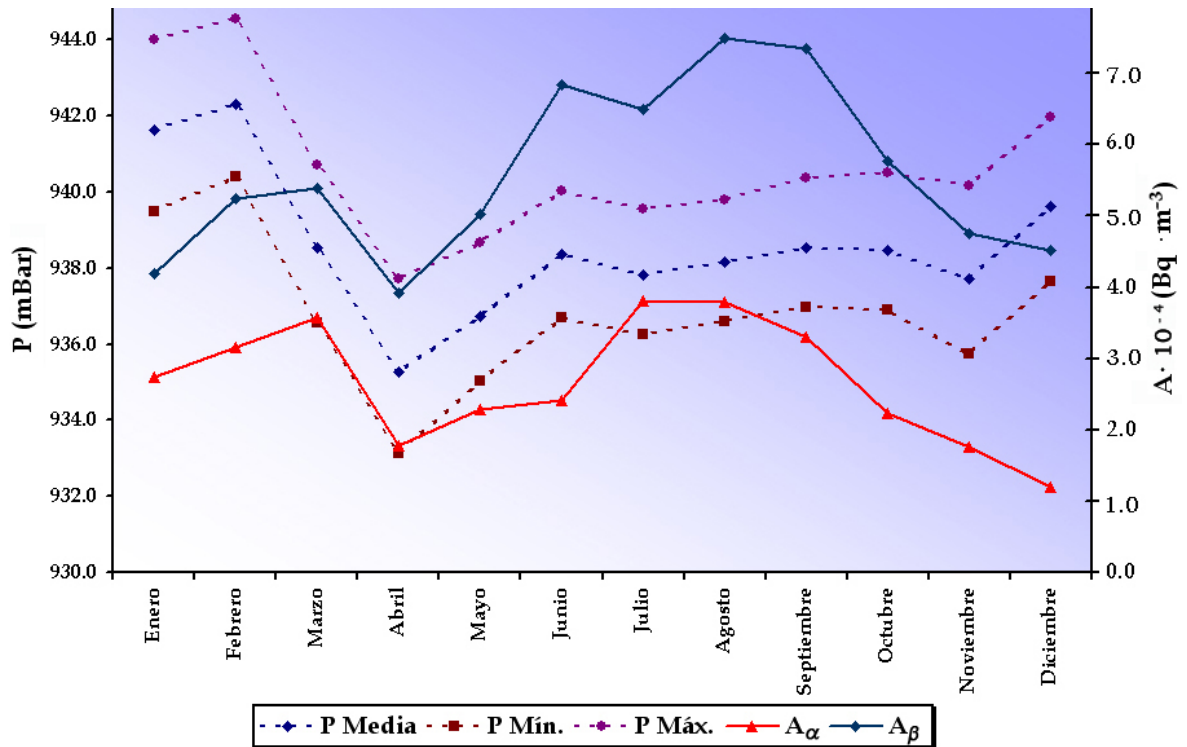
	Coef. Pearson		Coef. Spearman	
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$A_\alpha$	–	–	0.309	0.000
$A_\beta$	0.289	0.000	0.293	0.000

**Tabla 8.9.** Valores mensuales de la presión.

	Presión (mBar)						
	P Mín.	P Máx.	P Media	P Mín.	P Máx.	P Media	
<b>Enero</b>	939.5	944.0	941.6	<b>Julio</b>	936.2	939.6	937.8
<b>Febrero</b>	940.4	944.6	942.3	<b>Agosto</b>	936.6	939.8	938.2
<b>Marzo</b>	936.6	940.7	938.5	<b>Septiembre</b>	937.0	940.4	938.5
<b>Abril</b>	933.1	938.7	936.7	<b>Octubre</b>	936.9	940.5	938.5
<b>Mayo</b>	935.0	938.7	936.7	<b>Noviembre</b>	935.7	940.2	937.7
<b>Junio</b>	936.7	940.0	938.4	<b>Diciembre</b>	937.7	942.0	939.6

Los valores de los coeficientes de correlación obtenidos para la agrupación mensual del índice de actividad alfa total y la presión atmosférica se muestran en la **Tabla 8.10**, página 288. Estos valores indican que la correlación es significativa y positiva en los meses de enero, mayo, agosto, octubre y noviembre, mientras que en el resto de meses no es significativa<sup>7</sup>.

<sup>7</sup>Hay que destacar que en los meses de febrero, marzo y junio el **p-Valor** se encuentra muy próximo al valor de aceptación para un intervalo de confianza del 95.0%, con valores comprendidos entre 0.05 y 0.065.



**Figura 8.5.** Valores de la presión mínima, máxima y media, y de los índices de actividad alfa total y beta total agrupados por meses.

En el caso de la actividad beta total los valores de los coeficientes de correlación de Pearson y Spearman, **Tabla 8.11**, página 289, nos indican que sólo los meses de enero, mayo, octubre y noviembre poseen correlación significativa y positiva con la presión atmosférica.

La agrupación estacional de los valores de la actividad alfa total, beta total y la presión atmosféricas nos permite estudiar la correlación por estaciones, habiendo obtenido los resultados que se muestran en las **Tablas 8.12** y **8.13**, página 290, de los que se puede deducir que:

- ▶ La actividad alfa total presenta correlación significativa y positiva con la presión atmosférica máxima, mínima y media en todas las estaciones.
- ▶ La actividad beta total posee correlación significativa y positiva en las estaciones de invierno, primavera y otoño, mientras que en la estación de verano el valor del coeficiente de correlación de Pearson nos indica que la correlación es significativa y positiva, pero con un *p-Valor* de 0.048 para la presión máxima y de 0.042 para la presión media, que son elevados para considerarla significativa, hecho que corrobora el valor de la  $\rho$  de Spearman, que nos indica que esta correlación no es

significativa.

**Tabla 8.10.** Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad alfa total agrupada por meses.

Coeficiente de Correlación de Pearson						
	P Mínima		P Máxima		P Media	
	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>
<b>Enero</b>	0.500	0.013	0.402	0.041	0.446	0.029
<b>Febrero</b>	0.444	0.054	0.387	0.083	0.427	0.054
<b>Marzo</b>	–	–	–	–	–	–
<b>Abril</b>	0.143	0.514	0.148	0.500	0.156	0.478
<b>Mayo</b>	–	–	–	–	–	–
<b>Junio</b>	0.417	0.068	0.348	0.133	0.375	0.103
<b>Julio</b>	0.107	0.636	0.148	0.511	0.124	0.583
<b>Agosto</b>	0.492	0.024	0.494	0.023	0.507	0.019
<b>Septiembre</b>	0.342	0.102	0.327	0.119	0.323	0.124
<b>Octubre</b>	–	–	–	–	–	–
<b>Noviembre</b>	0.633	0.002	0.571	0.006	0.622	0.002
<b>Diciembre</b>	0.419	0.066	0.345	0.136	0.401	0.080

Coeficiente de Correlación de Spearman						
	P Mínima		P Máxima		P Media	
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>
<b>Enero</b>	0.463	0.023	0.342	0.010	0.421	0.041
<b>Febrero</b>	0.432	0.050	0.407	0.067	0.444	0.054
<b>Marzo</b>	0.423	0.063	0.381	0.098	0.380	0.098
<b>Abril</b>	-0.027	0.904	-0.043	0.847	-0.010	0.963
<b>Mayo</b>	0.574	0.007	0.517	0.016	0.573	0.007
<b>Junio</b>	0.446	0.059	0.392	0.087	0.426	0.061
<b>Julio</b>	-0.056	0.806	-0.012	0.958	-0.025	0.912
<b>Agosto</b>	0.483	0.026	0.465	0.034	0.505	0.020
<b>Septiembre</b>	0.338	0.106	0.347	0.097	0.350	0.094
<b>Octubre</b>	0.781	0.000	0.800	0.000	0.808	0.000
<b>Noviembre</b>	0.632	0.002	0.533	0.011	0.611	0.003
<b>Diciembre</b>	0.352	0.128	0.275	0.241	0.335	0.149

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.



**Tabla 8.11.** Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad beta total agrupada por meses.

Coeficiente de Correlación de Pearson						
	P Mínima		P Máxima		P Media	
	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>
<b>Enero</b>	0.644	0.001	0.539	0.007	0.588	0.002
<b>Febrero</b>	0.361	0.108	0.292	0.199	0.342	0.129
<b>Marzo</b>	0.434	0.056	0.442	0.051	0.452	0.056
<b>Abril</b>	0.383	0.071	0.358	0.093	0.363	0.089
<b>Mayo</b>	0.695	0.000	0.679	0.001	0.707	0.000
<b>Junio</b>	-0.217	0.358	-0.151	0.526	-0.228	0.333
<b>Julio</b>	0.041	0.857	0.058	0.798	0.068	0.764
<b>Agosto</b>	-0.141	0.542	0.062	0.788	-0.055	0.814
<b>Septiembre</b>	0.270	0.201	0.346	0.098	0.291	0.168
<b>Octubre</b>	0.662	0.001	0.605	0.005	0.673	0.001
<b>Noviembre</b>	0.647	0.001	0.590	0.004	0.642	0.001
<b>Diciembre</b>	0.441	0.051	0.373	0.105	0.429	0.059

Coeficiente de Correlación de Spearman						
	P Mínima		P Máxima		P Media	
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>
<b>Enero</b>	0.600	0.002	0.496	0.014	0.559	0.005
<b>Febrero</b>	0.325	0.151	0.290	0.203	0.332	0.142
<b>Marzo</b>	0.429	0.059	0.417	0.068	0.417	0.068
<b>Abril</b>	0.269	0.215	0.289	0.181	0.288	0.182
<b>Mayo</b>	0.681	0.001	0.642	0.002	0.681	0.001
<b>Junio</b>	-0.242	0.303	-0.142	0.551	-0.123	0.605
<b>Julio</b>	0.104	0.646	0.058	0.799	0.107	0.636
<b>Agosto</b>	0.215	0.349	0.265	0.246	0.258	0.259
<b>Septiembre</b>	0.271	0.200	0.355	0.089	0.327	0.119
<b>Octubre</b>	0.784	0.000	0.741	0.000	0.777	0.000
<b>Noviembre</b>	0.643	0.001	0.570	0.006	0.627	0.002
<b>Diciembre</b>	0.459	0.052	0.426	0.061	0.445	0.059

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

**Tabla 8.12.** Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad alfa total agrupada por estaciones.

Coeficiente de Correlación de Pearson						
	P Mínima		P Máxima		P Media	
	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>
<b>Invierno</b>	–	–	–	–	–	–
<b>Primavera</b>	–	–	–	–	–	–
<b>Verano</b>	0.272	0.026	0.269	0.028	0.279	0.022
<b>Otoño</b>	0.452	0.000	0.368	0.003	0.433	0.000
Coeficiente de Correlación de Spearman						
	P Mínima		P Máxima		P Media	
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>
<b>Invierno</b>	0.398	0.001	0.341	0.005	0.387	0.001
<b>Primavera</b>	0.372	0.002	0.354	0.013	0.354	0.004
<b>Verano</b>	0.246	0.044	0.233	0.048	0.257	0.036
<b>Otoño</b>	0.408	0.001	0.312	0.014	0.377	0.003

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

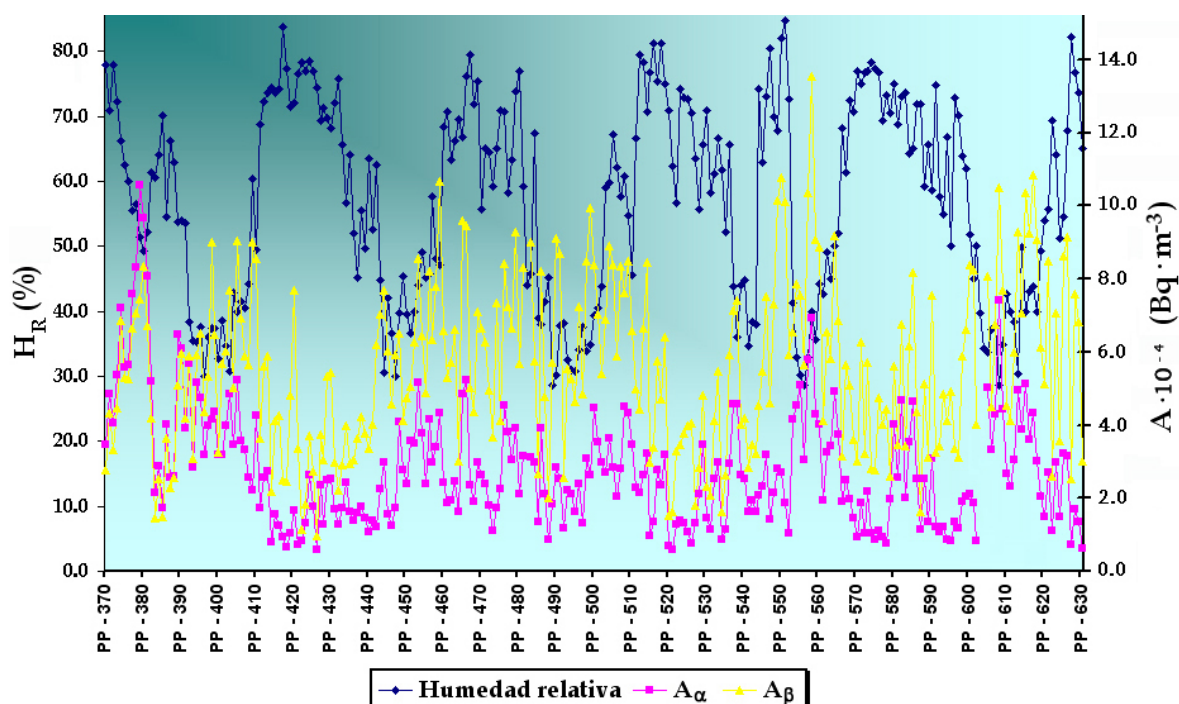
**Tabla 8.13.** Estudio de la correlación entre la presión atmosférica y la actividad beta total agrupada por estaciones.

Coeficiente de Correlación de Pearson						
	P Mínima		P Máxima		P Media	
	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>
<b>Invierno</b>	0.380	0.002	0.310	0.012	0.355	0.004
<b>Primavera</b>	0.475	0.000	0.423	0.000	0.452	0.000
<b>Verano</b>	0.230	0.061	0.268	0.048	0.250	0.042
<b>Otoño</b>	0.536	0.000	0.453	0.000	0.524	0.000
Coeficiente de Correlación de Spearman						
	P Mínima		P Máxima		P Media	
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>
<b>Invierno</b>	0.410	0.001	0.343	0.005	0.384	0.002
<b>Primavera</b>	0.456	0.000	0.399	0.001	0.437	0.000
<b>Verano</b>	0.205	0.096	0.232	0.059	0.219	0.076
<b>Otoño</b>	0.556	0.000	0.466	0.000	0.529	0.000

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

### 8.2.3. Influencia de la humedad relativa en los índices de actividad alfa total y beta total

En este apartado estudiaremos la correlación entre la humedad relativa,  $H_R$ , y los índices de actividad alfa total y beta total, y para ello, representaremos, en primer lugar, como varían los índices de actividad alfa total y beta total para todas las muestras de aerosoles<sup>8</sup>, junto con los valores medios de la humedad relativa, correspondientes al período de muestreo de los filtros, obteniendo la **Figura 8.6**, donde se observa una correlación negativa entre ellos, es decir, al aumentar la humedad relativa disminuyen los valores de los índices de actividad, hecho que ratifican los valores obtenidos del estudio de correlación, **Tabla 8.14**, página 292, realizado con todas las muestras, en el que se obtiene que la relación es significativa y negativa, siendo este resultado análogo al obtenido por otros investigadores [**García-Talavera et al., 2001**, **Dueñas et al., 2004** y **Kataoka et al., 2003**]. Esta relación la podemos justificar considerando que altos valores de humedad relativa favorecen los procesos de deposición de los aerosoles [**Yu et al., 1999** y **Yu et al., 2000**], y por tanto, disminuirán los valores medidos de los índices de actividad alfa total y beta total.



**Figura 8.6.** Valores de la humedad relativa, del índice de actividad alfa total y del índice de actividad beta total en cada una de las muestras de aerosoles.

<sup>8</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

A continuación, procederemos a estudiar, detalladamente, el efecto de la variación de la humedad relativa sobre los índices de actividad alfa total y beta total, y para ello, calcularemos los valores medios mensuales de la humedad relativa, obteniendo los resultados que se muestran en la **Tabla 8.15**. Estos valores medios nos indican que la humedad media más elevada se da en los meses de enero, noviembre y diciembre, mientras que los valores más bajos se dan durante el período estival, es decir, en los meses de junio, julio y agosto.

Al representar como varía el valor medio mensual de la humedad relativa con los valores medios mensuales de los índices de actividad alfa total y beta total, obtenemos la **Figura 8.7**, página 293, en la que se puede apreciar que el aumento en la humedad relativa se relaciona con valores más bajos de los índices de actividad alfa total y beta total, mientras que un descenso en la humedad relativa conlleva un aumento en las actividades registradas. Por otra parte, en esta figura podemos apreciar que humedades relativas por encima del 60.0 % conllevan un descenso acusado de los valores de los índices de actividad alfa total y beta total.

El estudio pormenorizado de los coeficientes de correlación entre la humedad relativa y los índices de actividad alfa total y beta total, agrupados por meses, se muestra en la **Tabla 8.16**, página 294. En el caso del índice de actividad alfa total se observa que la correlación es significativa para un intervalo de confianza del 95.0 % en los meses de marzo, agosto, septiembre y diciembre. Estos resultados, junto con el comportamiento observado en la **Figura 8.7**, corroboran la influencia de la humedad relativa sobre los valores del índice de actividad alfa total. Por otra parte, desde enero a marzo se observa un descenso continuado de los valores de  $H_R$  lo que lleva aparejado un aumento en el índice de actividad alfa total. En los meses de agosto y septiembre se obtienen valores elevados de la actividad alfa total coincidiendo con

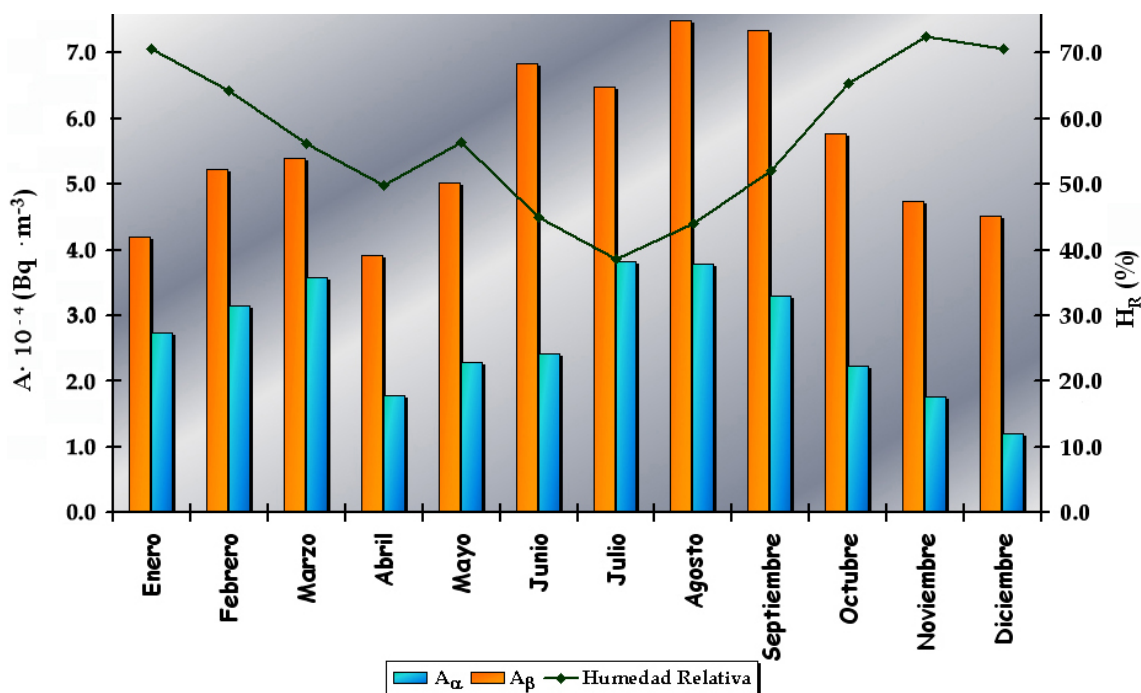
**Tabla 8.14.** Estudio de la correlación entre la humedad relativa y la actividad alfa total y beta total, considerando todas las muestras.

	Coef. Pearson		Coef. Spearman	
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$A_\alpha$	–	–	-0.421	0.000
$A_\beta$	-0.341	0.000	-0.349	0.000

**Tabla 8.15.** Valores mensuales de la humedad relativa.

	Humedad Relativa (%)	
	$H_R$	$H_R$
<b>Enero</b>	70.5	<b>Julio</b> 38.7
<b>Febrero</b>	64.2	<b>Agosto</b> 44.0
<b>Marzo</b>	56.1	<b>Septiembre</b> 52.1
<b>Abril</b>	49.9	<b>Octubre</b> 65.3
<b>Mayo</b>	56.4	<b>Noviembre</b> 72.6
<b>Junio</b>	45.0	<b>Diciembre</b> 70.6

valores bajos de  $H_R$ . Por último, diciembre presenta el valor más bajo del índice de actividad alfa total coincidiendo con un valor alto de  $H_R$ , 70.6%.



**Figura 8.7.** Valores de la humedad relativa y de los índices de actividad alfa total y beta total agrupados por meses.

En el caso del índice de actividad beta total se obtiene correlación significativa y negativa en los meses de marzo, abril y octubre, coincidiendo con los meses en los que se registran mayores precipitaciones, y por tanto, valores de  $H_R$  altos.

Si realizamos la agrupación estacional de los valores de la humedad relativa y determinamos sus coeficientes de correlación, **Tabla 8.17**, página 294, observamos que existe correlación significativa y negativa en las estaciones de otoño e invierno, tanto para el índice de actividad alfa total como para el beta total, estando caracterizadas estas estaciones por altos valores de humedad relativa lo que se asocia con valores bajos de los índices de actividad, siendo este efecto más acusado en la estación de otoño. En el caso de la primavera no hemos encontrado correlación significativa entre los índices de actividad y la humedad relativa, mientras que en el verano la correlación es significativa y negativa con el índice de actividad alfa total, a pesar de que en esta estación se registran los valores más bajos de  $H_R$ .

**Tabla 8.16.** Estudio de la correlación entre la humedad relativa y la actividad alfa total y beta total, agrupada por meses.

	Humedad Relativa (%)							
	Coeficiente de Pearson				Coeficiente de Spearman			
	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$r$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<b>Enero</b>	-0.089	0.680	-0.382	0.065	-0.019	0.929	-0.390	0.059
<b>Febrero</b>	-0.384	0.086	-0.001	0.995	-0.254	0.267	-0.011	0.962
<b>Marzo</b>	–	–	-0.579	0.007	-0.554	0.011	-0.553	0.011
<b>Abril</b>	-0.079	0.722	-0.588	0.003	-0.121	0.584	-0.517	0.012
<b>Mayo</b>	–	–	-0.069	0.766	-0.143	0.537	-0.148	0.522
<b>Junio</b>	-0.282	0.229	0.468	0.057	-0.301	0.197	0.227	0.335
<b>Julio</b>	-0.430	0.056	0.077	0.734	-0.367	0.093	0.020	0.928
<b>Agosto</b>	-0.451	0.040	-0.100	0.666	-0.461	0.035	-0.173	0.454
<b>Septiembre</b>	-0.604	0.002	-0.396	0.055	-0.525	0.008	-0.323	0.124
<b>Octubre</b>	–	–	-0.568	0.009	-0.314	0.178	-0.547	0.013
<b>Noviembre</b>	-0.067	0.769	-0.146	0.516	-0.048	0.832	-0.035	0.877
<b>Diciembre</b>	-0.513	0.021	-0.168	0.478	-0.451	0.046	-0.322	0.166

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

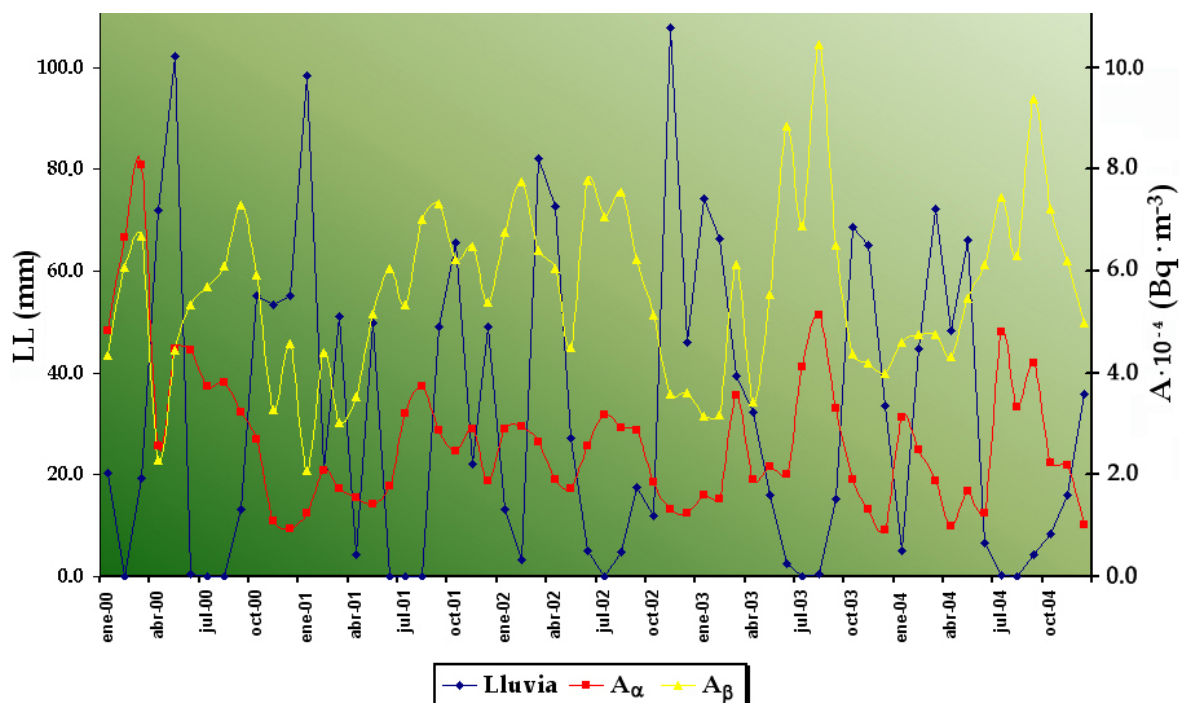
**Tabla 8.17.** Estudio de la correlación entre la humedad relativa y la actividad alfa total y beta total, agrupada por estaciones.

	Humedad Relativa (%)							
	Coeficiente de Pearson				Coeficiente de Spearman			
	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$r$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<b>Invierno</b>	–	–	-0.411	0.001	-0.321	0.009	-0.401	0.001
<b>Primavera</b>	–	–	-0.061	0.633	-0.171	0.177	-0.175	0.167
<b>Verano</b>	-0.518	0.000	-0.074	0.553	-0.468	0.000	0.005	0.969
<b>Otoño</b>	-0.296	0.020	-0.364	0.004	-0.331	0.009	-0.337	0.007

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

### 8.2.4. Influencia de las precipitaciones en los índices de actividad alfa total y beta total

Para determinar la influencia de las precipitaciones en los índices de actividad alfa total y beta total hemos agrupado las actividades y las precipitaciones por meses, y a continuación lo hemos representado, obteniendo la **Figura 8.8**, en la que se pone de manifiesto que en los meses en los que las precipitaciones recogidas son elevadas los valores de actividad disminuyen drásticamente, indicándonos que existe una correlación negativa entre la actividad medida y las precipitaciones, debido al efecto de lavado de éstas, ya que arrastran los aerosoles, y por tanto, cabe esperar que disminuyan las actividades medidas.



**Figura 8.8.** Valores de las precipitaciones, del índice de actividad alfa total y del índice de actividad beta total agrupado por meses.

El estudio de la correlación entre las precipitaciones y los índices de actividad alfa total y beta total se muestra en la **Tabla 8.18**, página 296. Los valores obtenidos para los coeficientes de correlación son significativos y negativos, superiores a  $-0.500$ , por lo que existe una fuerte correlación entre las precipitaciones y los índices de actividad, hecho que está en consonancia con los resultados obtenidos por otros investigadores [Dueñas et al., 1999, Caillet et al., 2001, Ernest and David, 2005 y Adeniyi and Oladiran, 2006].

A continuación, estudiaremos la agrupación estacional de los valores de las precipitaciones y de los índices de actividad alfa total y beta total, y procederemos a determinar los correspondientes coeficientes de correlación, obteniendo los resultados de la **Tabla 8.19**. En dicha tabla se puede apreciar que existe correlación significativa y negativa para las estaciones de invierno, primavera y otoño, tanto para el índice de actividad alfa total como para el índice de actividad beta total, poniendo de manifiesto el lavado que ejercen las precipitaciones sobre los aerosoles. En el caso de la estación de verano se observa que la relación no es significativa para los índices de actividad alfa total y beta total, debido a las escasez de precipitaciones registradas en esta estación.

**Tabla 8.18.** Estudio de la correlación entre las precipitaciones y la actividad alfa total y beta total, agrupando las muestras por meses.

	Coef. Pearson		Coef. Spearman	
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$A_\alpha$	–	–	-0.590	0.000
$A_\beta$	-0.552	0.000	-0.576	0.000

**Tabla 8.19.** Estudio de la correlación entre las precipitaciones y la actividad alfa total y beta total, agrupada por estaciones.

Precipitaciones (mm)				
	Coeficiente de Pearson			
	$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$r$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor
<b>Invierno</b>	–	–	-0.590	0.000
<b>Primavera</b>	–	–	-0.360	0.003
<b>Verano</b>	-0.313	0.110	-0.049	0.695
<b>Otoño</b>	-0.353	0.005	-0.483	0.000

Coeficiente de Spearman				
	$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
	<b>Invierno</b>	-0.552	0.000	-0.576
<b>Primavera</b>	-0.250	0.0467	-0.465	0.000
<b>Verano</b>	-0.274	0.251	0.050	0.689
<b>Otoño</b>	-0.483	0.000	-0.589	0.000

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

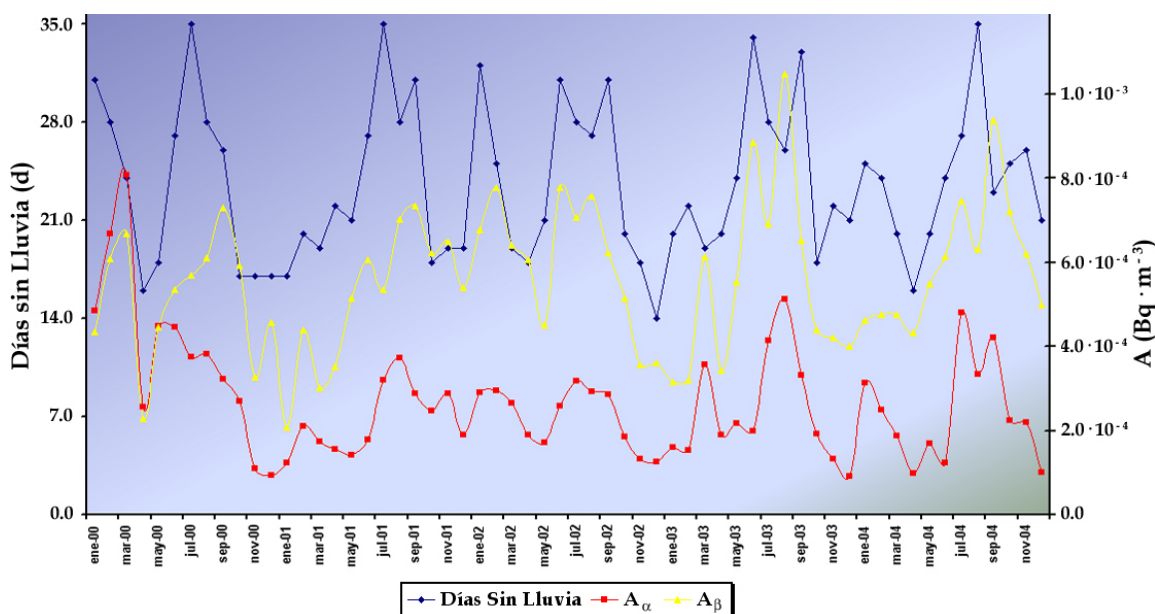


### 8.2.5. Influencia de la ausencia de precipitaciones sobre los índices de actividad alfa total y beta total

Para corroborar los resultados obtenidos en la influencia de las precipitaciones sobre los índices de actividad alfa total y beta total vamos a estudiar como influye la ausencia de días de lluvia sobre las actividades medidas. Para ello, hemos determinado el número de días, dentro del período de muestreo correspondiente a cada filtro, en el que no se han registrado precipitaciones, y hemos agrupado los filtros por meses, obteniendo las correspondientes actividades mensuales. Si representamos estas actividades mensuales junto al número de días sin lluvia obtenemos la **Figura 8.9**, en la que se observa una clara correlación entre ellos, hecho que se pone manifiesto en los valores obtenidos para los coeficientes de correlación, **Tabla 8.20**, los cuales son positivos y superiores a 0.500, denotando una fuerte correlación entre ambos.

**Tabla 8.20.** Estudio de la correlación entre la ausencia de precipitaciones y los índices actividad alfa total y beta total.

	Coef. Pearson		Coef. Spearman	
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$A_\alpha$	–	–	0.546	0.000
$A_\beta$	0.519	0.000	0.534	0.000



**Figura 8.9.** Relación entre los días sin lluvia y los valores de los índices de actividad alfa total y beta total.

Si determinamos el número de días sin lluvia correspondiente a cada mes, obtenemos los valores que se muestran en la **Tabla 8.21**, donde se puede apreciar que el mes de abril solamente tiene 18.4 días sin lluvia, hecho que corrobora los resultados obtenidos en la influencia de la presión atmosférica, en los que se puso de manifiesto que el mes de abril poseía una elevada inestabilidad atmosférica, de aquí que los valores registrados en el índice de actividad alfa total y beta total disminuyan. Por otro lado, los valores mensuales mas bajos de la humedad relativa coinciden con los meses en los que el número de días sin lluvia es elevado.

**Tabla 8.21.** Número de días sin lluvia en cada mes.

Días sin Lluvia (d)			
	Días		Días
<b>Enero</b>	25.0	<b>Julio</b>	30.6
<b>Febrero</b>	22.4	<b>Agosto</b>	28.8
<b>Marzo</b>	20.2	<b>Septiembre</b>	28.8
<b>Abril</b>	18.4	<b>Octubre</b>	19.6
<b>Mayo</b>	20.8	<b>Noviembre</b>	20.4
<b>Junio</b>	25.8	<b>Diciembre</b>	18.4

La agrupación estacional de los índices de actividad alfa total y beta total nos permite estudiar la influencia que ejerce la ausencia de lluvia en ellos. Para realizar este estudio hemos determinado los coeficientes de correlación de Pearson y Spearman para cada una de las estaciones obteniendo los resultados que se muestran en la **Tabla 8.22**, en los que se pone de manifiesto que la correlación es significativa y positiva para las estaciones de invierno, primavera y otoño, con valores del coeficiente de correlación que oscilan entre 0.328 - 0.600, y como cabría esperar, la correlación no es significativa en la estación de verano, ya que se registran muy pocos días en los que hay precipitaciones.

**Tabla 8.22.** Estudio de la correlación entre la ausencia de precipitaciones y la actividad alfa total y beta total, agrupada por estaciones.

	Días sin Lluvia (d)							
	Coeficiente de Pearson				Coeficiente de Spearman			
	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$r$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<b>Invierno</b>	–	–	0.501	0.000	0.568	0.000	0.514	0.000
<b>Primavera</b>	–	–	0.556	0.000	0.328	0.008	0.600	0.000
<b>Verano</b>	0.141	0.254	-0.108	0.386	0.166	0.178	-0.136	0.273
<b>Otoño</b>	0.421	0.001	0.579	0.000	0.453	0.000	0.588	0.000

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0 %.

### 8.2.6. Influencia de la insolación en los índices de actividad alfa total y beta total

En aquellas regiones en las que se dan un elevado número de horas de insolación, los óxidos de nitrógeno y los compuestos orgánicos volátiles, **CVO**, intervienen en reacciones fotoquímicas muy complejas, que dan lugar a la formación de ozono troposférico y de aerosoles secundarios [Millán et al., 2002]. Debido a esto, nos planteamos, si los índices de actividad alfa total y beta total se verían influenciados por la insolación, y para ello, calculamos las horas de insolación correspondientes a cada uno de los filtros<sup>9</sup>, a partir de los valores diarios proporcionados por el *Instituto Nacional de Meteorología*, determinándose, a continuación, si existía correlación con los índices de actividad alfa total y beta total.

En la **Tabla 8.23** se muestran los resultados obtenidos para los coeficientes de correlación, que ponen de manifiesto una fuerte relación entre las horas de insolación y los índices de actividad alfa total y beta total, hecho que queda reflejado en la **Figura 8.10**, página 300.

**Tabla 8.23.** Estudio de la correlación entre la insolación y la actividad alfa total y beta total.

	Coef. Pearson		Coef. Spearman	
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$A_\alpha$	–	–	0.434	0.000
$A_\beta$	0.421	0.000	0.443	0.000

**Tabla 8.24.** Estudio de la correlación entre el tanto por ciento de la máxima insolación teórica y la actividad alfa total y beta total.

	Coef. Pearson		Coef. Spearman	
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$A_\alpha$	–	–	0.457	0.000
$A_\beta$	0.429	0.000	0.427	0.000

Otra variable a considerar es el tanto por ciento de la máxima insolación teórica, y por ello, calculamos el tanto por ciento correspondiente a cada uno de los filtros, y determinamos si existía correlación con los índices de actividad. Los resultados de este estudio se muestran en la **Tabla 8.24**, apreciándose una fuerte relación entre los índices de actividad y la máxima insolación

teórica, ya que se han obtenido coeficientes de correlación superiores a 0.400. Esta fuerte correlación se puede observar en la **Figura 8.11**, página 300, donde se han representado los índices de actividad alfa total y beta total medidos en cada muestra, así como, el tanto por ciento de la máxima insolación teórica que le corresponde a cada una de ellas.

<sup>9</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

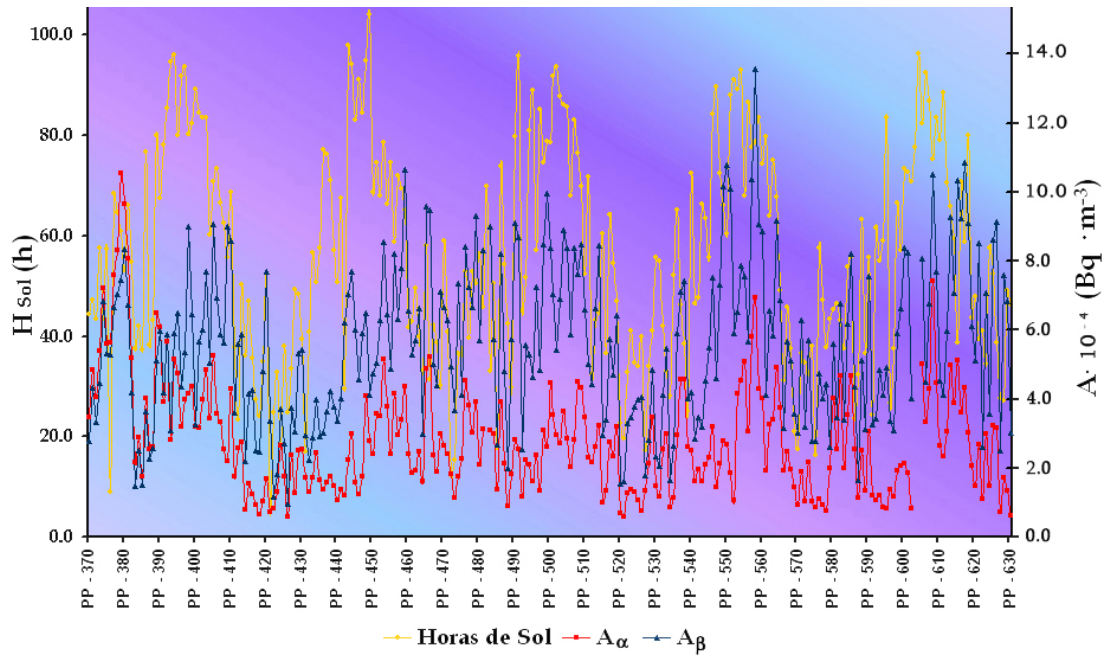


Figura 8.10. Relación entre las horas de sol acumuladas durante el período de muestreo y los valores de los índices de actividad alfa total y beta total registrados.

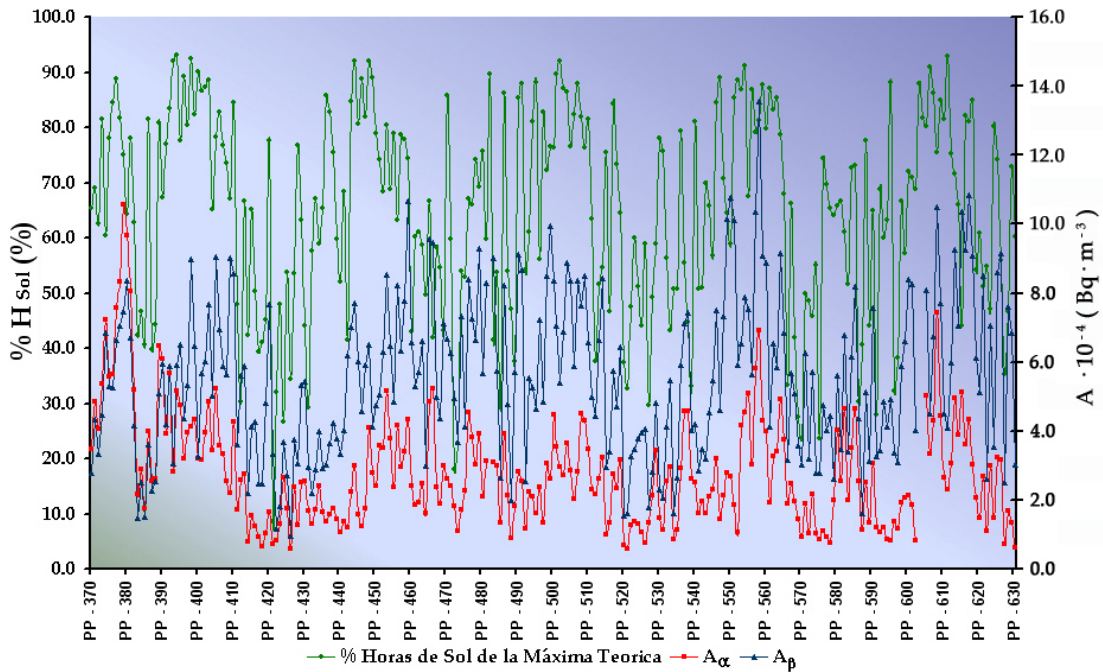


Figura 8.11. Relación del tanto por ciento de la máxima insolación teórica registrada con los valores de los índices de actividad alfa total y beta total medidos.

A continuación, estudiaremos con más detalle la influencia de la insolación en los índices de actividad alfa total y beta total, agrupando los valores medidos por estaciones, y obteniendo sus correspondientes coeficientes de correlación, que figuran en la **Tabla 8.25**. De los valores obtenidos se desprenden las siguientes conclusiones:

- ▶ La actividad alfa y beta total de las estaciones de invierno, primavera y otoño presentan correlación significativa y positiva tanto con las horas de insolación como con el tanto por ciento de la insolación teórica máxima. Esto es lógico, ya que valores altos de insolación están asociados a situaciones anticiclónicas en las que se favorece la estratificación estable de la atmósfera, lo que origina ausencia de vientos en superficie, y este hecho dificulta o impide total o parcialmente el movimiento vertical de las masas de aire, facilitando la formación de inversiones térmicas.
- ▶ Los índices de actividad registrados en la estación de verano no presentan correlación significativa ni con las horas de insolación ni con el tanto por ciento de la insolación teórica máxima, ya que esta estación suele estar caracterizada por situaciones anticiclónicas persistentes, y por tanto, serán otras variables meteorológicas las que presenten una mayor influencia.

**Tabla 8.25.** Estudio de la correlación entre las horas de insolación, el tanto por ciento de la máxima insolación teórica y los índices de actividad.

	Insolación (Horas)							
	Coeficiente de Pearson				Coeficiente de Spearman			
	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$r$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<b>Invierno</b>	–	–	0.460	0.000	0.475	0.000	0.449	0.000
<b>Primavera</b>	–	–	0.454	0.000	0.254	0.043	0.490	0.000
<b>Verano</b>	0.130	0.293	-0.150	0.227	0.076	0.542	-0.209	0.090
<b>Otoño</b>	0.420	0.001	0.462	0.000	0.423	0.001	0.450	0.000
	Tanto por ciento de la máxima insolación teórica							
	Coeficiente de Pearson				Coeficiente de Spearman			
	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$r$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<b>Invierno</b>	–	–	0.419	0.000	0.525	0.000	0.411	0.000
<b>Primavera</b>	–	–	0.388	0.002	0.187	0.139	0.399	0.001
<b>Verano</b>	0.102	0.410	-0.069	0.576	0.018	0.884	-0.158	0.201
<b>Otoño</b>	0.348	0.006	0.428	0.001	0.377	0.003	0.477	0.000

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

### 8.2.7. Influencia de la velocidad y dirección del viento en los índices de actividad alfa total y beta total

El viento es un elemento clave en la dispersión de los contaminantes presentes en la atmósfera, ya que es el responsable de los movimientos horizontales de estos. En relación con el viento podemos distinguir dos situaciones claramente diferenciadas:

- **Presencia de viento:** Se produce dispersión convectiva horizontal, que está sujeta a la velocidad y dirección del viento.
- **Ausencia de viento:** dispersión convectiva vertical, que depende de la estabilidad atmosférica y de que se produzca el fenómeno de la inversión térmica.

Por tanto, el viento realiza el transporte convectivo de los contaminantes, produciendo su dispersión horizontal, y por lo general, una mayor velocidad del viento se traduce en una mayor reducción de las concentraciones de contaminantes a nivel del suelo, ya que se produce una mayor dilución y mezcla de los mismos. Por otra parte, si no existen vientos el desplazamiento de las masas de aire es convectivo vertical siendo éste el principal factor que ayuda a la precipitación seca de las sustancias contaminantes.

Los estudios realizados por **Dueñas et al., 2001**, ponen de manifiesto una correlación negativa entre los índices de actividad alfa total y beta total con la velocidad del viento, mientras que **Hernández et al., 2005b**, indican que no existe correlación con esta variable meteorológica. Es por ello, que en este apartado vamos a analizar como afecta el viento a los valores de los índices de actividad alfa total y beta total determinados en nuestro laboratorio.

En primer lugar, estudiaremos las direcciones predominantes del viento durante el período de muestreo, considerando los datos diarios de dirección, suministrados por el **Instituto Nacional de Meteorología**, los cuales hemos agrupado en 8 sectores de 45° grados, obteniendo la rosa de los vientos de la **Figura 8.12**, página 303. Como se puede apreciar en ella, las direcciones predominantes son la **SE, S y W**, hecho que está en consonancia con la orografía que posee la ciudad de Granada, ya que al norte y al este se encuentra rodeada de montañas, destacando las cumbres de **Sierra Nevada**<sup>10</sup> situadas al este.

---

<sup>10</sup>Sierra Nevada posee 20 picos que sobrepasan los 3000 metros de altitud, destacando la Alcazaba con 3371 m, el Veleta con 3396 m, y por último, el Mulhacén con sus 3481 m, siendo la cumbre más alta de la Península Ibérica

A continuación, obtendremos una tabla de contingencia en la que se relaciona la dirección del viento con el módulo de su velocidad, pero previamente deberemos codificar las velocidades del viento. Para ello, utilizaremos la **escala Beaufort**, en la que se establecen 12 grados de fuerza en función de la velocidad del viento. Los parámetros para llevar a cabo esta codificación se muestran en la **Tabla 8.26**.

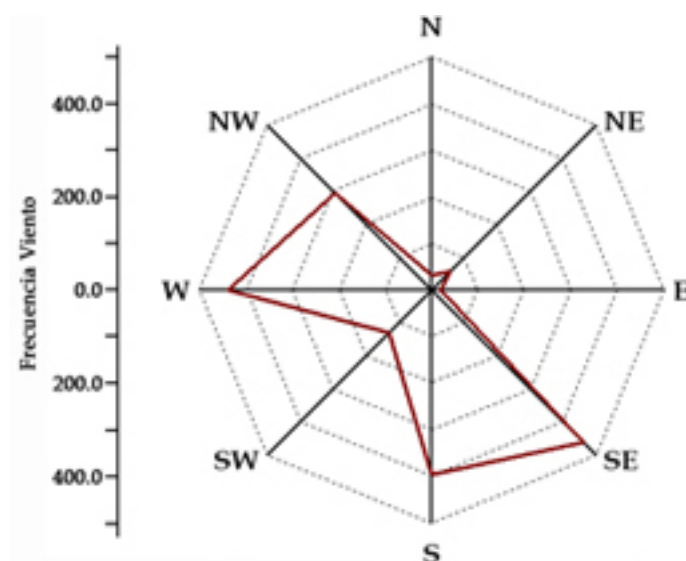


Figura 8.12. Direcciones predominantes del viento.

Tabla 8.26. Grados de fuerza del viento en la escala Beaufort [[www.inm.es](http://www.inm.es)].

Grado	Velocidad (m·s <sup>-1</sup> )	Denominación	Grado	Velocidad (m·s <sup>-1</sup> )	Denominación
0	0 - 0.2	Calma	7	13.9 - 17.1	Muy fuerte
1	0.3 - 1.5	Ventolina	8	17.2 - 20.7	Temporal
2	1.6 - 3.3	Ligero	9	20.8 - 24.4	Temporal fuerte
3	3.4 - 5.4	Suave	10	24.5 - 28.4	Temporal duro
4	5.5 - 7.9	Moderado	11	28.5 - 32.6	Temporal muy duro
5	8.0 - 10.7	Fresco	12	>32.7	Temporal huracanado
6	10.8 - 13.8	Fuerte			

A partir de la codificación anterior obtuvimos la **Tabla 8.27**, páginas 304 y 305, en la que se relaciona la dirección del viento con el módulo de la velocidad. Para interpretar esta tabla, vamos a indicar el significado de los superíndices que aparecen en ella:

- a. El 58.3% de los vientos de componente SE son de grado 2.
- b. El 21.4% de los vientos de grado 2 son de componente SE.
- c. El 14.7% del total de vientos son de componente SE y grado 2.

- d. El 25.2 % del total de vientos son de componente SE.
- e. El 68.5 % de los vientos son de grado 2.

Tabla 8.27. Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad.

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>N</b>							
<i>Recuento</i>	1	4	18	6	2	0	31
<i>% Dirección</i>	3.2	12.9	58.1	19.4	6.5	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	20.0	1.2	1.4	2.8	9.5	0.0	1.7
<i>% Del Total</i>	0.1	0.2	1.0	0.3	0.1	0.0	1.7
<b>NE</b>							
<i>Recuento</i>	1	22	29	4	1	0	57
<i>% Dirección</i>	1.8	38.6	50.9	7.0	1.8	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	20.0	6.6	2.3	1.8	4.8	0.0	3.1
<i>% Del Total</i>	0.1	1.2	1.6	0.2	0.1	0.0	3.1
<b>E</b>							
<i>Recuento</i>	1	7	10	1	0	0	19
<i>% Dirección</i>	5.3	36.8	52.6	5.3	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	20.0	2.1	0.8	0.5	0.0	0.0	1.0
<i>% Del Total</i>	0.1	0.4	0.5	0.1	0.0	0.0	1.0
<b>SE</b>							
<i>Recuento</i>	1	101	268	81	9	0	460
<i>% Dirección</i>	0.2	22.0	<sup>a</sup> 58.3	17.6	2.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	20.0	30.5	<sup>b</sup> 21.4	37.3	42.9	0.0	25.2
<i>% Del Total</i>	0.1	5.5	<sup>c</sup> 14.7	4.4	0.5	0.0	<sup>d</sup> 25.2
<b>S</b>							
<i>Recuento</i>	0	42	294	56	4	0	396
<i>% Dirección</i>	0.0	10.6	74.2	14.1	1.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	12.7	23.5	25.8	19.0	0.0	21.7
<i>% Del Total</i>	0.0	2.3	16.1	3.1	0.2	0.0	21.7
<b>SW</b>							
<i>Recuento</i>	0	21	92	17	2	0	132
<i>% Dirección</i>	0.0	15.9	69.7	12.9	1.5	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	6.3	7.3	7.8	9.5	0.0	7.2
<i>% Del Total</i>	0.0	1.1	5.0	0.9	0.1	0.0	7.2

Continúa en la página siguiente



**Tabla 8.27.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad (Continuación).

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>W</b>							
<b>Recuento</b>	0	75	331	28	3	1	438
<b>% Dirección</b>	0.0	17.1	75.6	6.4	0.7	0.2	100.0
<b>% Velocidad</b>	0.0	22.7	26.4	12.9	14.3	100.0	24.0
<b>% Del Total</b>	0.0	4.1	18.1	1.5	0.2	0.1	24.0
<b>NW</b>							
<b>Recuento</b>	1	59	211	24	0	0	295
<b>% Dirección</b>	0.3	20.0	71.5	8.1	0.0	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	20.0	17.8	16.8	11.1	0.0	0.0	16.1
<b>% Del Total</b>	0.1	3.2	11.5	1.3	0.0	0.0	16.1
<b>Total</b>							
<b>Recuento</b>	5	331	1253	217	21	1	1828
<b>% Dirección</b>	0.3	18.1	68.5	11.9	1.1	0.1	100.0
<b>% Velocidad</b>	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<b>% Del Total</b>	0.3	18.1	68.5	11.9	1.1	0.1	100.0

De esta tabla se contingencia podemos extraer las siguientes conclusiones:

- ❑ Los vientos predominantes son los de las componentes SE, S y W, con un recuento de 460, 396 y 438, respectivamente.
- ❑ Los vientos mayoritarios son los de grado 2 con una porcentaje del 68.5 %.
- ❑ A lo largo del período de muestro no se han dado vientos superiores al grado 5 de la *escala Beaufort*, correspondiéndole a este grado el 0.1 % del total de vientos.

Los resultados obtenidos para las direcciones de los vientos nos van a permitir agrupar los índices de actividad alfa total y beta total en sectores, obteniendo las **Figuras 8.13** y **8.14**, página 306 y 307, respectivamente, en las que se representa el valor de estos índices en función de la dirección del viento. De estas figuras se concluye que:

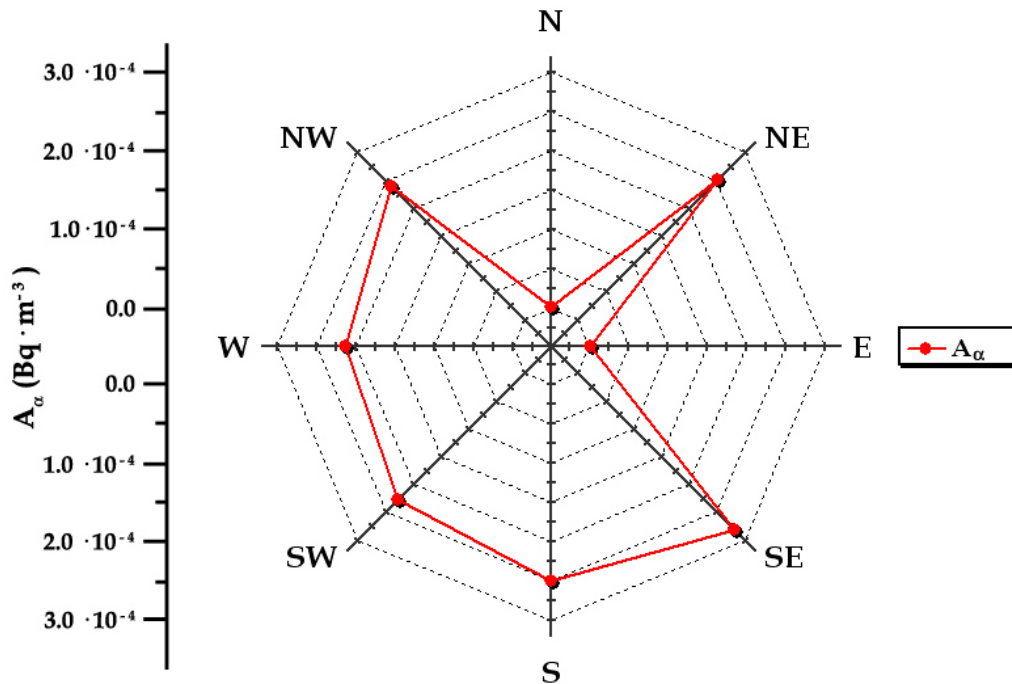
- ❑ Los valores más elevados del índice de actividad alfa total se dan en los vientos de componentes S-SE, mientras que los valores más bajos los originan los vientos de

componente W-SW.

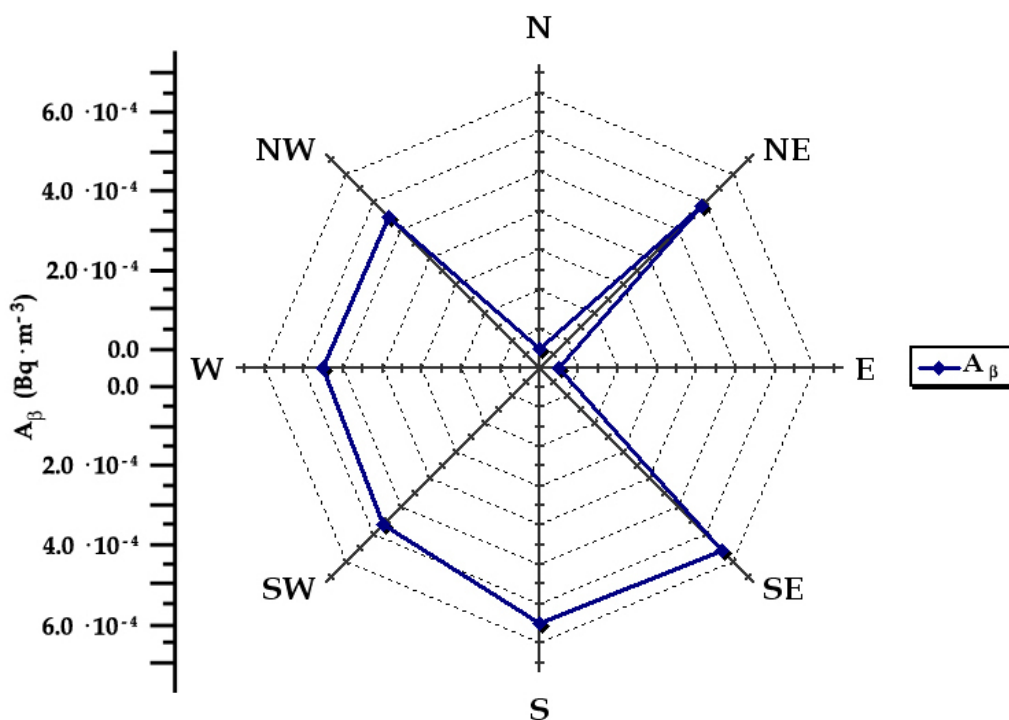
- El índice de actividad beta total alcanza los valores más altos para los vientos comprendidos entre las componentes del sector S-SE, y los valores más bajos se dan en los vientos con dirección W-NW.

Estos resultados corroboran la influencia que ejercen sobre los índices de actividad alfa total y beta total las intrusiones de masas de aire procedentes del Sahara y del Sahel, las cuales poseen componente S-SE y arrastran cantidades elevadas de partículas en suspensión, como se puede apreciar en la **Figura 7.27**, página 232, hecho que provoca un aumento en los índices de actividad alfa total y beta total medidos en las muestras de aerosoles, así como valores de actividad del  $^{90}\text{Sr}$  más elevados.

Por otro parte, los vientos de componente W-NW y W-SW proceden del océano atlántico, por lo que se trata de masas de aire con un menor contenido de partículas en suspensión, lo que da lugar a valores de los índices de actividad alfa total y beta total más bajos.



**Figura 8.13.** Valores del índice de actividad alfa total en función de la dirección del viento.



**Figura 8.14.** Valores del índice de actividad beta total en función de la dirección del viento.

A continuación, procederemos a estudiar las velocidades y direcciones predominantes en cada una de las estaciones, y para ello, agruparemos los datos de dirección y velocidad por estaciones, obteniendo las correspondientes tablas de contingencia, **Tablas 8.28, 8.29, 8.30 y 8.31**, páginas 308, 309, 310, 311, 312 y 313, respectivamente. De estas tablas podemos extraer la siguiente información:

- ❑ En la estación de invierno los vientos predominantes son los de componente SE y W, con un recuento de 128 y 111, respectivamente, siendo mayoritarios los vientos de grado 2 con un total de 252, lo que supone el 56.6 % del total. En esta estación se da el mayor número de vientos con grado 4.
- ❑ En la primavera los vientos de componente S y W son mayoritarios, con el 20.7 % y el 19.6 %, respectivamente, destacando el hecho de que en esta estación predominan los vientos de grado 2, con un total de 348.
- ❑ Al igual que ocurre en la primavera en el verano los vientos mayoritarios son los de componente S y W, con un recuento de 95 y 111, respectivamente.
- ❑ En el otoño son mayoritarios los vientos de componente SE, aunque también hay que destacar los vientos de componente S, W y NW, con un recuento de 92, 97 y 85, respectivamente.

**Tabla 8.28.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de invierno.

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>N</b>							
<i>Recuento</i>	0	2	6	2	1	0	11
<i>% Dirección</i>	0.0	18.2	54.5	18.2	9.11	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	1.4	2.4	5.0	10.0	0.0	2.5
<i>% Del Total</i>	0.0	0.4	1.3	0.4	0.2	0.0	2.5
<b>NE</b>							
<i>Recuento</i>	0	15	12	3	0	0	30
<i>% Dirección</i>	0.0	50.0	40.0	10.0	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	10.6	4.8	7.5	0.0	0.0	6.7
<i>% Del Total</i>	0.0	0.4	2.7	0.7	0.0	0.0	6.7
<b>E</b>							
<i>Recuento</i>	1	2	3	0	0	0	6
<i>% Dirección</i>	16.7	33.3	50.0	0.0	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	100.0	1.4	1.2	0.0	0.0	0.0	1.3
<i>% Del Total</i>	0.2	0.4	0.7	0.0	0.0	0.0	1.3
<b>SE</b>							
<i>Recuento</i>	0	47	68	9	4	0	128
<i>% Dirección</i>	0.0	36.7	53.1	7.0	3.1	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	33.1	27.0	22.5	40.0	0.0	28.8
<i>% Del Total</i>	0.0	10.6	15.3	2.0	0.9	0.0	28.8
<b>S</b>							
<i>Recuento</i>	0	15	47	9	2	0	73
<i>% Dirección</i>	0.0	20.5	64.4	12.3	2.7	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	10.6	18.7	22.5	20.0	0.0	16.4
<i>% Del Total</i>	0.0	3.4	10.6	2.0	0.4	0.0	16.4
<b>SW</b>							
<i>Recuento</i>	0	8	13	4	1	0	26
<i>% Dirección</i>	0.0	30.8	50.0	15.4	3.8	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	5.6	5.2	10.0	10.0	0.0	5.8
<i>% Del Total</i>	0.0	1.8	2.9	0.9	0.2	0.0	5.8
<b>W</b>							
<i>Recuento</i>	0	34	68	7	2	0	111
<i>% Dirección</i>	0.0	30.6	61.3	6.3	1.8	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	23.9	27.0	17.5	20.0	0.0	24.9

*Continúa en la página siguiente*

**Tabla 8.28.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de invierno (Continuación).

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>% Del Total</b>	0.0	7.6	15.3	1.6	0.4	0.0	24.9
<b>NW</b>							
<b>Recuento</b>	0	19	35	6	0	0	60
<b>% Dirección</b>	0.0	31.7	58.3	10.0	0.0	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	0.0	13.4	13.9	15.0	0.0	0.0	13.5
<b>% Del Total</b>	0.0	4.3	7.9	1.3	0.0	0.0	13.5
<b>Total</b>							
<b>Recuento</b>	1	142	252	40	10	0	445
<b>% Dirección</b>	0.2	31.9	56.6	9.0	2.2	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.0	100.0
<b>% Del Total</b>	0.2	31.9	56.6	9.0	2.2	0.0	100.0

**Tabla 8.29.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de primavera.

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>N</b>							
<b>Recuento</b>	1	1	6	0	0	0	8
<b>% Dirección</b>	12.5	12.5	75.0	0.0	0.0	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	33.3	2.5	1.7	0.0	0.0	0.0	1.7
<b>% Del Total</b>	0.2	0.2	1.3	0.0	0.0	0.0	1.7
<b>NE</b>							
<b>Recuento</b>	1	3	4	0	1	0	9
<b>% Dirección</b>	11.1	33.3	44.4	0.0	11.1	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	33.3	7.5	1.1	0.0	25.0	0.0	2.0
<b>% Del Total</b>	0.2	0.7	0.9	0.0	0.2	0.0	2.0
<b>E</b>							
<b>Recuento</b>	0	0	2	0	0	0	2
<b>% Dirección</b>	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	0.0	0.0	0.6	0.0	0.0	0.0	0.4
<b>% Del Total</b>	0.0	0.0	0.4	0.0	0.0	0.0	0.4

*Continúa en la página siguiente*

**Tabla 8.29.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de primavera (Continuación).

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>SE</b>							
<i>Recuento</i>	0	6	65	27	1	0	99
<i>% Dirección</i>	0.0	6.1	65.7	27.3	1.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	15.0	18.7	41.5	25.0	0.0	21.5
<i>% Del Total</i>	0.0	1.3	14.1	5.9	0.2	0.0	21.5
<b>S</b>							
<i>Recuento</i>	0	6	95	13	0	0	114
<i>% Dirección</i>	0.0	5.3	83.3	11.4	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	15.0	27.3	20.0	0.0	0.0	24.8
<i>% Del Total</i>	0.0	1.3	20.7	2.8	0.0	0.0	24.8
<b>SW</b>							
<i>Recuento</i>	0	5	35	7	1	0	48
<i>% Dirección</i>	0.0	10.4	72.9	14.6	2.1	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	12.5	10.1	10.8	25.0	0.0	10.4
<i>% Del Total</i>	0.0	1.1	7.6	1.5	0.2	0.0	10.4
<b>W</b>							
<i>Recuento</i>	0	12	90	9	1	0	112
<i>% Dirección</i>	0.0	10.7	80.4	8.0	0.9	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	30.0	25.9	13.8	25.0	0.0	24.3
<i>% Del Total</i>	0.0	2.6	19.6	2.0	0.2	0.0	24.3
<b>NW</b>							
<i>Recuento</i>	1	7	51	9	0	0	68
<i>% Dirección</i>	1.5	10.3	75.0	13.2	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	33.3	17.5	14.7	13.8	0.0	0.0	14.8
<i>% Del Total</i>	0.2	1.5	11.1	2.0	0.0	0.0	14.8
<b>Total</b>							
<i>Recuento</i>	3	40	348	65	4	0	460
<i>% Dirección</i>	0.7	8.7	75.7	14.1	0.9	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.0	100.0
<i>% Del Total</i>	0.7	8.7	75.7	14.1	0.9	0.0	100.0

**Tabla 8.30.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de verano.

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>N</b>							
<i>Recuento</i>	0	0	3	0	0	0	3
<i>% Dirección</i>	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	0.0	0.8	0.0	0.0	0.0	0.6
<i>% Del Total</i>	0.0	0.0	0.6	0.0	0.0	0.0	0.6
<b>NE</b>							
<i>Recuento</i>	0	0	4	0	0	0	4
<i>% Dirección</i>	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	.9
<i>% Del Total</i>	0.0	0.0	0.9	0.0	0.0	0.0	0.9
<b>E</b>							
<i>Recuento</i>	0	2	1	0	0	0	3
<i>% Dirección</i>	0.0	66.7	33.3	0.0	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	33.3	0.3	0.0	0.0	0.0	0.6
<i>% Del Total</i>	0.0	0.4	0.2	0.0	0.0	0.0	0.6
<b>SE</b>							
<i>Recuento</i>	1	1	68	38	0	0	108
<i>% Dirección</i>	0.9	0.9	63.0	35.2	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	100.0	16.7	17.8	51.4	0.0	0.0	23.3
<i>% Del Total</i>	0.2	0.2	14.7	8.2	0.0	0.0	23.3
<b>S</b>							
<i>Recuento</i>	0	0	95	22	0	0	117
<i>% Dirección</i>	0.0	0.0	81.2	18.8	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	0.0	24.8	29.7	0.0	0.0	25.2
<i>% Del Total</i>	0.0	0.0	20.5	4.7	0.0	0.0	25.2
<b>SW</b>							
<i>Recuento</i>	0	0	26	3	0	0	29
<i>% Dirección</i>	0.0	0.0	89.7	10.3	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	0.0	6.8	4.1	0.0	0.0	6.3
<i>% Del Total</i>	0.0	0.0	5.6	0.6	0.0	0.0	6.3
<b>W</b>							
<i>Recuento</i>	0	1	111	6	0	0	118
<i>% Dirección</i>	0.0	0.8	94.1	5.1	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	16.7	29.0	8.1	0.0	0.0	25.4

*Continúa en la página siguiente*

**Tabla 8.30.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de verano (Continuación).

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>% Del Total</b>	0.0	0.2	23.9	1.3	0.0	0.0	25.4
<b>NW</b>							
<b>Recuento</b>	0	2	75	5	0	0	82
<b>% Dirección</b>	0.0	2.4	91.5	6.1	0.0	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	0.0	33.3	19.6	6.8	0.0	0.0	17.7
<b>% Del Total</b>	0.0	0.4	16.2	1.1	0.0	0.0	17.7
<b>Total</b>							
<b>Recuento</b>	1	6	383	74	0	0	464
<b>% Dirección</b>	0.2	1.3	82.5	15.9	0.0	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	100.0	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	100.0
<b>% Del Total</b>	0.2	1.3	82.5	15.9	0.0	0.0	100.0

**Tabla 8.31.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de otoño.

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>N</b>							
<b>Recuento</b>	0	1	3	4	1	0	9
<b>% Dirección</b>	0.0	11.1	33.3	44.4	11.1	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	0.0	0.7	1.1	10.5	14.3	0.0	2.0
<b>% Del Total</b>	0.0	0.2	0.7	0.9	0.2	0.0	2.0
<b>NE</b>							
<b>Recuento</b>	0	4	9	1	0	0	14
<b>% Dirección</b>	0.0	28.6	64.3	7.1	0.0	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	0.0	2.8	3.3	2.6	0.0	0.0	3.1
<b>% Del Total</b>	0.0	0.9	2.0	0.2	0.0	0.0	3.1
<b>E</b>							
<b>Recuento</b>	0	3	4	1	0	0	8
<b>% Dirección</b>	0.0	37.5	50.0	12.5	0.0	0.0	100.0
<b>% Velocidad</b>	0.0	2.1	1.5	2.6	0.0	0.0	1.7
<b>% Del Total</b>	0.0	0.7	0.9	0.2	0.0	0.0	1.7

*Continúa en la página siguiente*



**Tabla 8.31.** Estudio de la dirección del viento frente al módulo de su velocidad para la estación de otoño (Continuación).

Componente	Grados en la Escala Beaufort						Total
	0	1	2	3	4	5	
<b>SE</b>							
<i>Recuento</i>	0	47	67	7	4	0	125
<i>% Dirección</i>	0.0	37.6	53.6	5.6	3.2	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	32.9	24.8	18.4	57.1	0.0	27.2
<i>% Del Total</i>	0.0	10.2	14.6	1.5	0.9	0.0	27.2
<b>S</b>							
<i>Recuento</i>	0	21	57	12	2	0	92
<i>% Dirección</i>	0.0	22.8	62.0	13.0	2.2	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	14.7	21.1	31.6	28.6	0.0	20.0
<i>% Del Total</i>	0.0	4.6	12.4	2.6	0.4	0.0	20.0
<b>SW</b>							
<i>Recuento</i>	0	8	18	3	0	0	29
<i>% Dirección</i>	0.0	27.6	62.1	10.3	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	5.6	6.7	7.9	0.0	0.0	6.3
<i>% Del Total</i>	0.0	1.7	3.9	0.7	0.0	0.0	6.3
<b>W</b>							
<i>Recuento</i>	0	28	62	6	0	1	97
<i>% Dirección</i>	0.0	28.9	63.9	6.2	0.0	1.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	19.6	23.0	15.8	0.0	100.0	21.1
<i>% Del Total</i>	0.0	6.1	13.5	1.3	0.0	0.2	21.1
<b>NW</b>							
<i>Recuento</i>	0	31	50	4	0	0	85
<i>% Dirección</i>	0.0	36.5	58.8	4.7	0.0	0.0	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	21.7	18.5	10.5	0.0	0.0	18.5
<i>% Del Total</i>	0.0	6.8	10.9	0.9	0.0	0.0	18.5
<b>Total</b>							
<i>Recuento</i>	0	143	270	38	7	1	459
<i>% Dirección</i>	0.0	31.2	58.8	8.3	1.5	0.2	100.0
<i>% Velocidad</i>	0.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<i>% Del Total</i>	0.0	31.2	58.8	8.3	1.5	0.2	100.0

Los resultados obtenidos en las tablas anteriores nos han permitido agrupar los índices de actividad alfa total y beta total, medidos en cada una de las estaciones, en función de la

dirección del viento, obteniendo las **Figuras 8.15, 8.16, 8.17, 8.18, 8.19, 8.20, 8.21 y 8.22**, páginas 315, 316, 317, 318 y 319, respectivamente, que representan como varía la actividad medida de estos índices, en función de las estaciones y la dirección del viento. De estas figuras podemos extraer la siguientes conclusiones:

■ **Estación de invierno:**

- El *índice de actividad alfa total* alcanza sus valores más altos con vientos de componente S-SE.
- El *índice de actividad beta total* presenta su valor máximo con vientos de componente NE, pero como ya hemos visto con anterioridad la frecuencia de los vientos con esta componente es muy baja. Por otra lado, los vientos de componente S-SE también dan lugar a valores elevados de este índice.

■ **Estación de primavera:**

- El *índice de actividad alfa total* alcanza sus valores más altos para los vientos de componente SE, al igual que ocurría en la estación de invierno, mientras que los valores más bajos se dan con vientos de componentes W y NW. Hay que destacar la ausencia de vientos de componente N, NE y E, debido a la barrera montañosa situadas en esas direcciones.
- En el caso del *índice de actividad beta total* se observa que los vientos de componente S originan las actividades beta más elevadas, mientras que los de componente SE dan lugar a las más bajas.

■ **Estación de verano:** En esta estación se alcanzan los valores más elevados de los índices de actividad alfa total y beta total, destacando el hecho de que:

- El *índice de actividad alfa total* alcanza sus valores más altos con los vientos de componente SW, mientras que los vientos de componente NW originan las actividades más bajas. Hay que recalcar que en esta estación la diferencia entre los valores más altos y más bajos es más acusada.
- El *índice de actividad beta total* presenta sus valores más elevados con los vientos de componente SW, pero al contrario de lo que sucede con en el índice de actividad alfa total, la diferencia entre las actividades más bajas y las más altas son menores. También hay que resaltar que los vientos de componente SE originan valores elevados de este índice.

### ■ Estación de otoño

- El *índice de actividad alfa total* alcanza sus valores más altos para los vientos de componente SE, al igual que ocurría en las estaciones de invierno y primavera, mientras que los valores más bajos se dan con vientos de componentes W.
- En el caso del *índice de actividad beta total* se observa que los vientos de componente SE dan lugar a las actividades beta más elevadas, al igual que ocurre con el índice de actividad alfa total. Por otro lado, los vientos de componente W presentan las actividades más bajas, destacando el hecho de que en las otras direcciones los valores beta son bajos, y, prácticamente, del mismo orden.

Los resultados obtenidos en las distintas estaciones meteorológicas nos permiten establecer que los vientos de componente S-SE dan lugar a índices de actividad elevados, mientras que los vientos de componentes W-SW y W-NW están asociados, generalmente, a índices de actividad más bajos. Por otra parte, hay que destacar el hecho de que son muy poco frecuentes los vientos comprendidos en el cuadrante N-E.

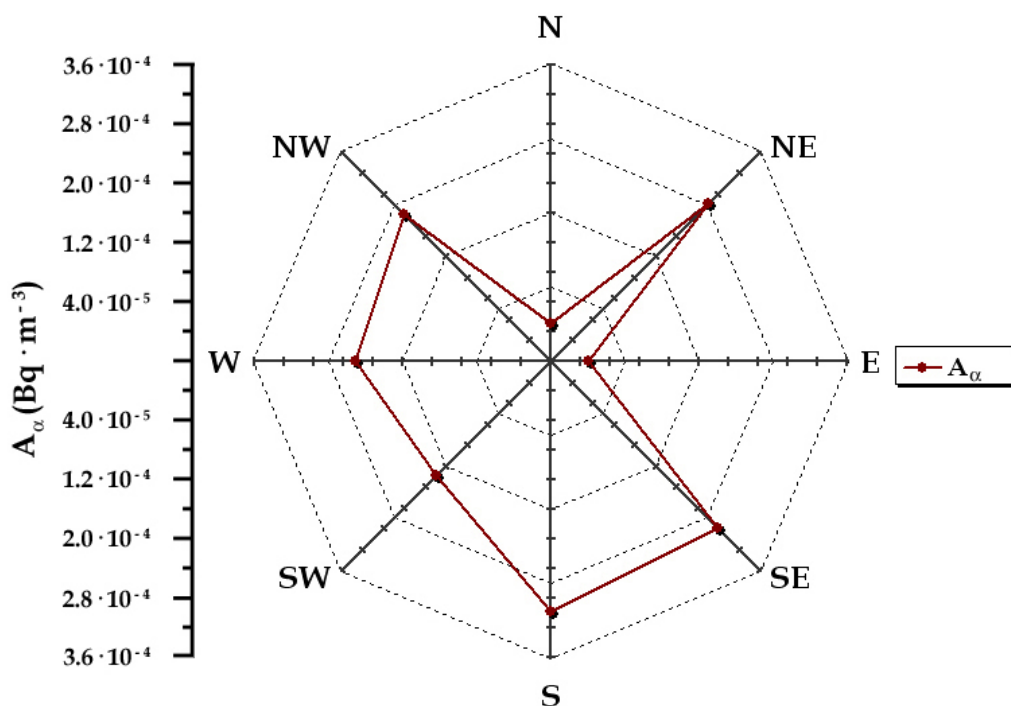


Figura 8.15. Índice de actividad alfa total medido en la estación de invierno.

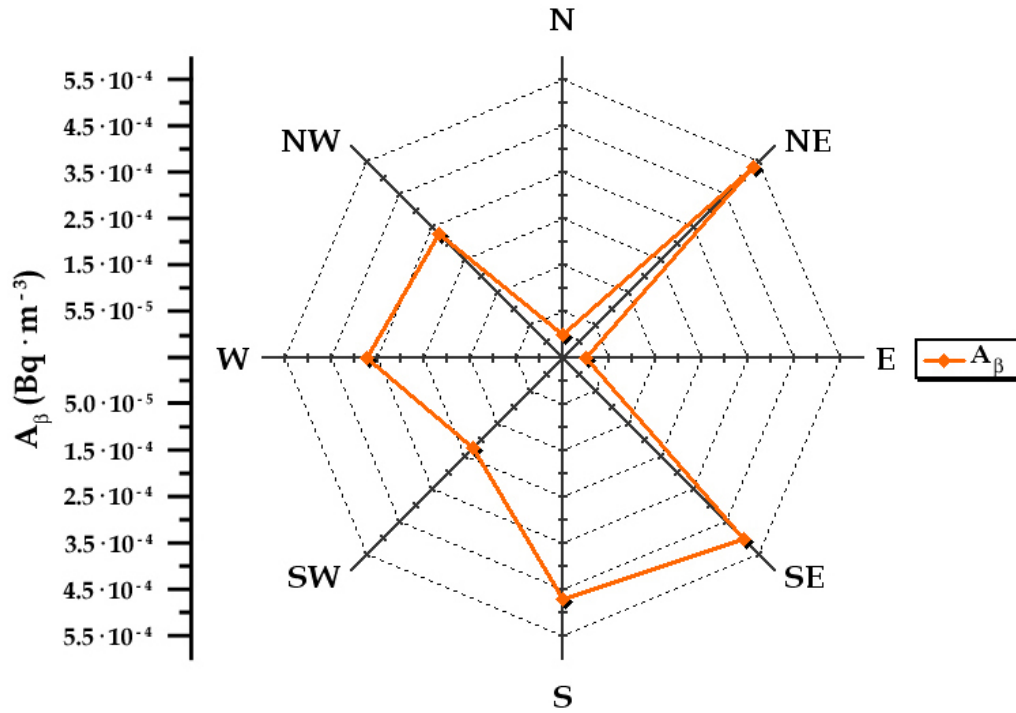


Figura 8.16. Índice de actividad beta total medido en la estación de invierno.

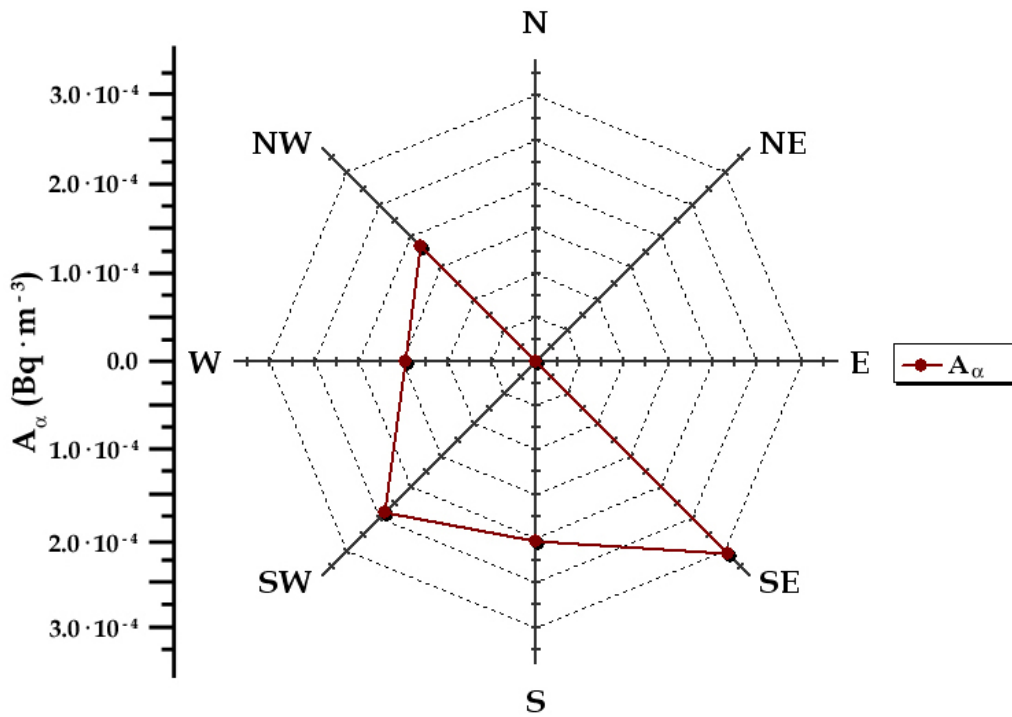


Figura 8.17. Índice de actividad alfa total medido en la estación de primavera.

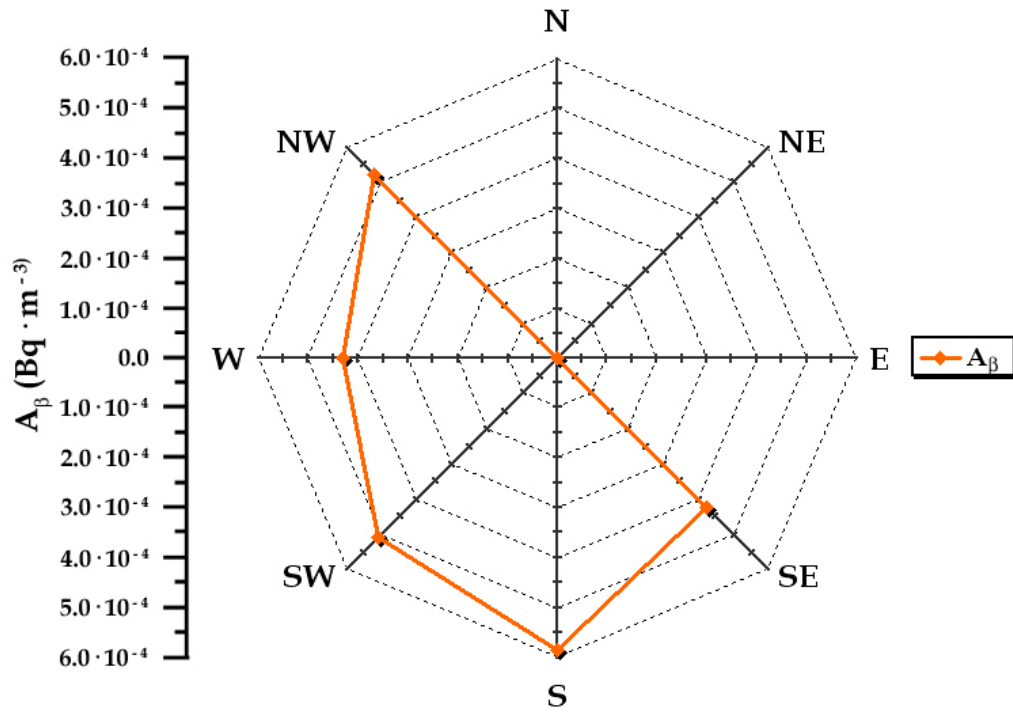


Figura 8.18. Índice de actividad beta total medido en la estación de primavera.

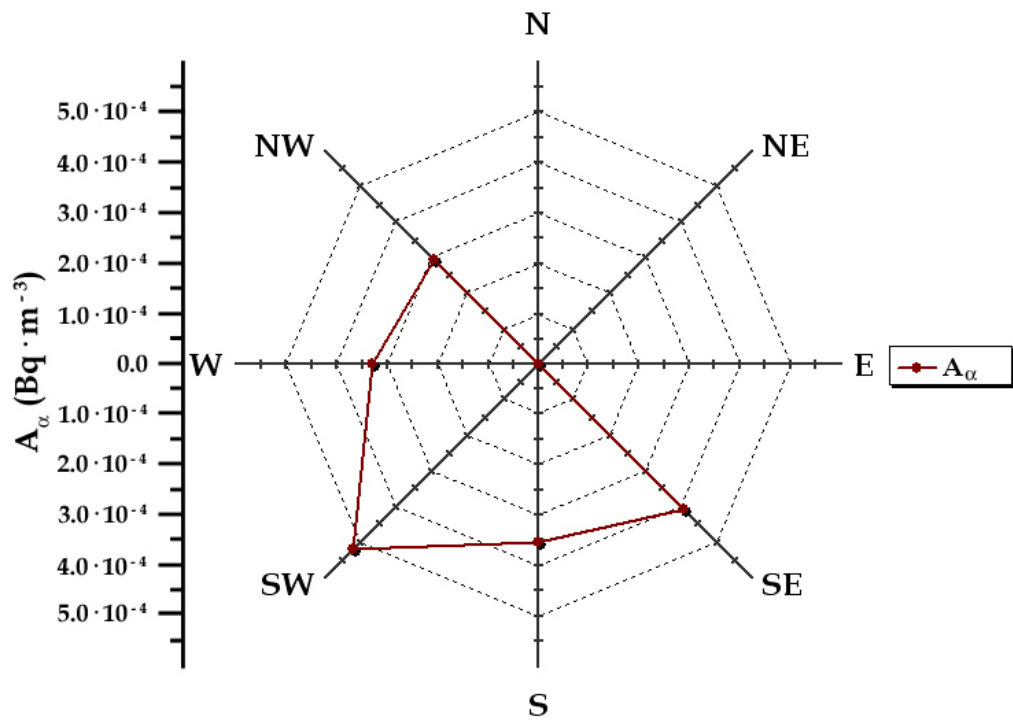


Figura 8.19. Índice de actividad alfa total medido en la estación de verano.

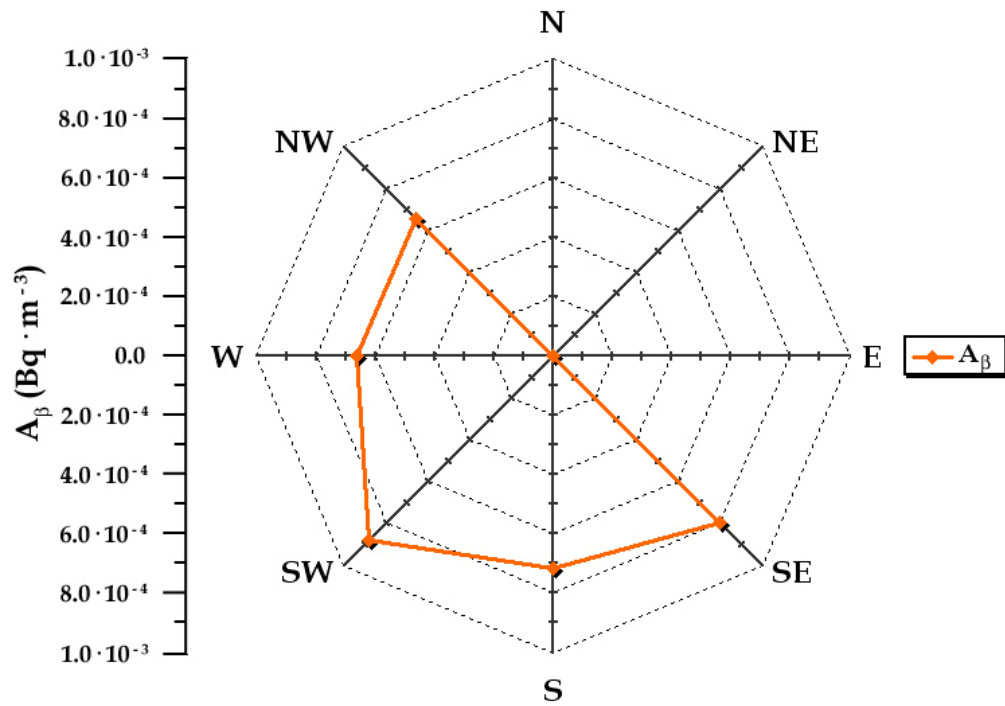


Figura 8.20. Índice de actividad beta total medido en la estación de verano.

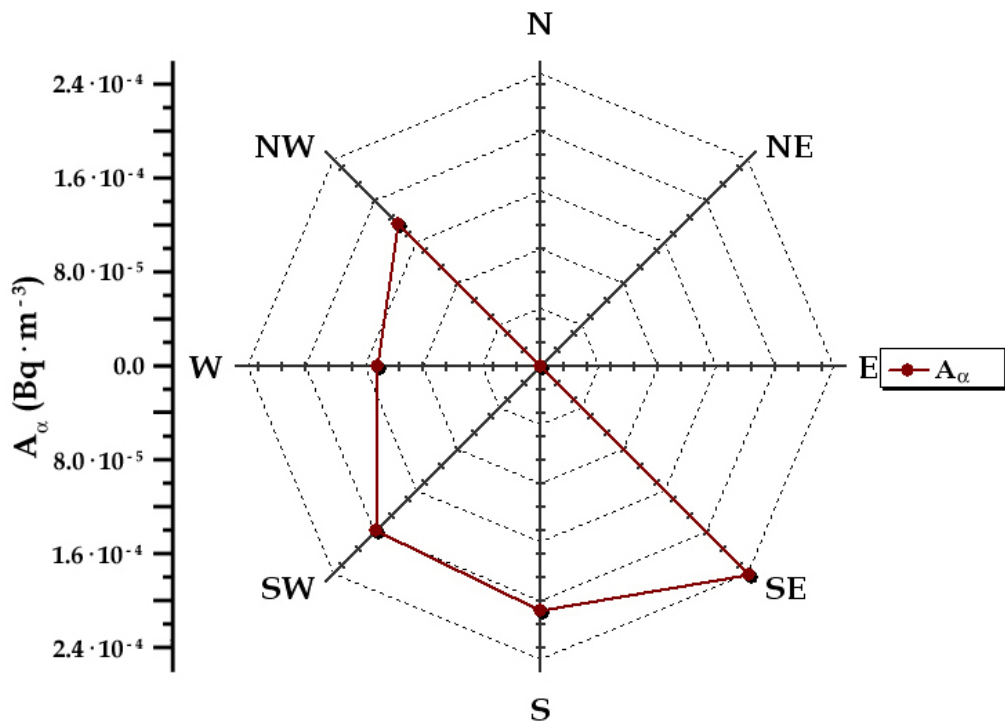


Figura 8.21. Índice de actividad alfa total medido en la estación de otoño.

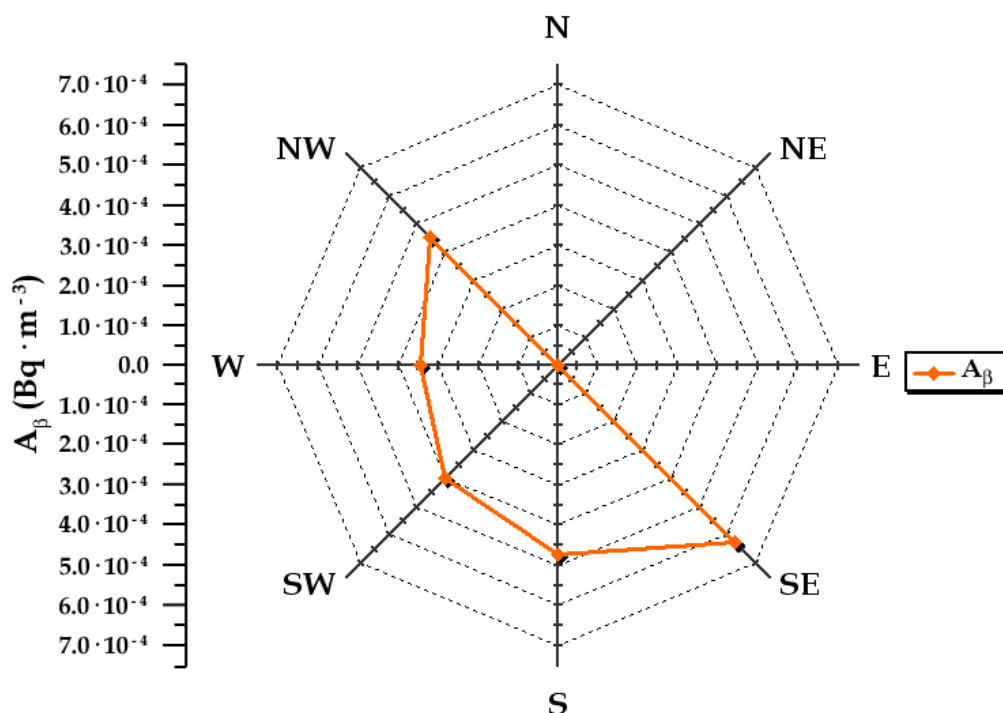


Figura 8.22. Índice de actividad beta total medido en la estación de otoño.

A continuación, determinaremos los coeficientes de correlación entre los índices de actividad y la velocidad y dirección del viento. Los resultados se muestran en la **Tabla 8.32**, en donde se puede apreciar que sólo existe correlación significativa entre el índice de actividad alfa total y la velocidad del viento.

Tabla 8.32. Estudio de la correlación entre la dirección y la velocidad del viento con los índices de actividad alfa total y beta total.

	Dirección				Velocidad			
	Coef. Pearson	Coef. Spearman	Coef. Pearson	Coef. Spearman	Coef. Pearson	Coef. Spearman	Coef. Pearson	Coef. Spearman
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$A_{\alpha}$	–	–	-0.074	0.238	–	–	0.186	0.003
$A_{\beta}$	-0.059	0.346	-0.051	0.412	0.037	0.554	0.098	0.115

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

Para estudiar las correlaciones con más detalle agruparemos tanto los valores de los índices de actividad como los datos de la dirección y velocidad del viento por estaciones, obteniendo los resultados que se muestran en la **Tabla 8.33**, página 320, y de ellos, podemos extraer la siguiente información:

- En la estación de **invierno** se da correlación significativa negativa entre el índice de actividad beta total y la dirección del viento.
- En la estación de **primavera** existe correlación significativa entre la dirección del viento y los índices de actividad alfa total y beta total, siendo dicha correlación negativa. Por otro lado, también existe correlación significativa entre el índice de actividad beta total y la velocidad del viento, siendo esta estación la única en la que se da esta correlación.
- La estación de **verano** presenta correlación significativa entre la dirección del viento y los índices de actividad alfa total y beta total.
- En la estación de **otoño** también se da correlación significativa entre la dirección del viento y los índices de actividad.

**Tabla 8.33.** Estudio de la correlación entre la dirección del viento, la velocidad del viento y los índices de actividad agrupados por estaciones.

	Dirección del Viento							
	Coeficiente de Pearson				Coeficiente de Spearman			
	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$r$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<b>Invierno</b>	–	–	-0.254	0.045	-0.125	0.327	-0.280	0.026
<b>Primavera</b>	–	–	-0.252	0.044	-0.440	0.000	-0.245	0.043
<b>Verano</b>	-0.354	0.004	-0.433	0.000	-0.321	0.009	-0.372	0.002
<b>Otoño</b>	-0.350	0.004	-0.375	0.002	-0.351	0.004	-0.400	0.001

	Velocidad del Viento							
	Coeficiente de Pearson				Coeficiente de Spearman			
	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$r$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<b>Invierno</b>	–	–	-0.011	0.931	-0.105	0.415	0.026	0.843
<b>Primavera</b>	–	–	-0.324	0.009	0.129	0.241	-0.260	0.038
<b>Verano</b>	-0.059	0.641	-0.146	0.245	-0.026	0.840	-0.150	0.233
<b>Otoño</b>	0.021	0.867	-0.137	0.274	-0.021	0.866	-0.143	0.252

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0 %.



### 8.2.8. Influencia de las variables meteorológicas en la actividad del $^{90}\text{Sr}$

Como ya vimos en el **Capítulo 7**, página 229, las muestras de aerosoles semanales se agruparon por trimestres, obteniendo un total de 20 muestras, sobre las que se determinó la actividad debida al  $^{90}\text{Sr}$ , habiéndose obtenido actividad superior al límite inferior de detección en 15 de ellas, que son las que emplearemos para determinar si existe correlación con las variables meteorológicas.

El estudio de la relación entre las variables meteorológicas y la actividad debida al  $^{90}\text{Sr}$  se muestra en la **Tabla 8.34**. En dicha tabla se puede observar que sólo existe correlación significativa con la presión mínima, máxima, media y la temperatura mínima. En el caso de la presión los valores que toma el coeficiente de correlación son positivos y superiores a 0.600, ya que un aumento en la presión atmosférica está relacionado con condiciones meteorológicas estables lo que favorece la concentración de aerosoles. En el caso de la temperatura mínima la correlación es negativa, con un valor de  $-0.520$ , hecho que podemos justificar considerando que las bajas temperaturas favorecen la aparición de heladas, y por tanto, el arrastre de los aerosoles, de aquí que disminuya la actividad determinada para el  $^{90}\text{Sr}$ .

**Tabla 8.34.** Estudio de la correlación entre la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  y las variables meteorológicas.

Actividad del $^{90}\text{Sr}$					
Coeficientes de correlación de Pearson					
	<i>r</i>	<i>p-Valor</i>		<i>r</i>	<i>p-Valor</i>
<b>Precipitaciones</b>	0.001	0.998	<b>Dias sin Lluvia</b>	0.124	0.659
<b>Dirección Viento</b>	-0.284	0.305	<b>Velocidad Viento</b>	-0.300	0.278
<b>Insolación diaria</b>	-0.341	0.213	<b>% Máx. Ins. diaria</b>	-0.137	0.625
<b>Presión Mínima</b>	0.647	0.009	<b>Temperatura Mínima</b>	-0.520	0.047
<b>Presión Máxima</b>	0.654	0.008	<b>Temperatura Máxima</b>	-0.440	0.101
<b>Presión Media</b>	0.668	0.007	<b>Temperatura Media</b>	-0.475	0.073
<b>Humedad Relativa</b>	0.220	0.430			

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

### 8.2.9. Estimación del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos

Unos de los métodos empleados en la determinación del tiempo medio de residencia de los aerosoles en la troposfera, *MRTA*<sup>11</sup>, de forma aproximada, es el basado en la medida de los descendientes relacionados genéticamente del <sup>222</sup>Rn<sup>12</sup>, tales como: <sup>210</sup>Pb-<sup>210</sup>Bi, <sup>210</sup>Pb-<sup>210</sup>Po o <sup>210</sup>Pb-<sup>214</sup>Pb [Gäggeler et al., 1995, Ahmed et al., 2004 y Vecchi et al., 2005].

En un sistema formado por una radionucleido padre y una hija, en el que se ha alcanzado el equilibrio secular, el desequilibrio entre el padre y la hija nos permitiría calcular el *MRTA*. En esta *Memoria* el sistema padre-hija considerado para el cálculo del tiempo de residencia es el formado por el <sup>210</sup>Pb-<sup>210</sup>Po, y para ello, debemos suponer que:

- ▶ Los dos radionucleidos son eliminados simultáneamente de la atmósfera.
- ▶ La presencia del <sup>210</sup>Po es debida, únicamente, a la desintegración del <sup>210</sup>Pb, es decir, que no se produce aporte mediante procesos de resuspensión.
- ▶ La exhalación del radón del suelo se produce de manera, aproximadamente, constante.

Considerando las premisas anteriores, el número de átomos del padre y el de su hija en un instante  $t$  vendrá dado por la siguiente expresión [Baskaran and Shaw, 2001]:

$$\frac{dN_H}{dt} = N_P \cdot \lambda_P - N_H \cdot (\lambda_H + \lambda_r) \quad (8.1)$$

donde:

$N_P$ , es el número de átomos del padre.

$N_H$ , es el número de átomos de la hija.

$\lambda_P$ , es la constante de desintegración del radionucleido padre.

$\lambda_H$ , es la constante de desintegración del radionucleido hija.

$\lambda_r$ , es la constante de desaparición.

En condiciones de equilibrio se cumple que:

$$\frac{N_H \cdot \lambda_H}{N_P \cdot \lambda_P} = \frac{\lambda_H}{(\lambda_H + \lambda_r)} \implies \tau_r = \frac{1}{\lambda_H} \cdot \frac{\frac{A_H}{A_P}}{(1 - \frac{A_H}{A_P})} \quad (8.2)$$

<sup>11</sup>Del inglés Mean Residence Time of Aerosols.

<sup>12</sup>El esquema de desintegración del <sup>222</sup>Rn lo podemos observar en la **Figura 1.4**, página 13.

donde:

$\tau_r$ , es el tiempo de residencia.

$A_P$ , es la actividad del radionucleido padre.

$A_H$ , es la actividad del radionucleido hija.

En nuestro caso, puesto que hemos considerado la pareja  $^{210}\text{Pb}$ - $^{210}\text{Po}$  debemos tener en cuenta la existencia de un paso intermedio en el que se forma el radionucleido  $^{210}\text{Bi}$ , y por ello, a partir de la **ecuación** (8.2), plantaremos el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\frac{N_{Bi} \cdot \lambda_{Bi}}{N_{Pb} \cdot \lambda_{Pb}} = \frac{\lambda_{Bi}}{(\lambda_{Bi} + \lambda_r)} \qquad \frac{N_{Po} \cdot \lambda_{Po}}{N_{Bi} \cdot \lambda_{Bi}} = \frac{\lambda_{Po}}{(\lambda_{Po} + \lambda_r)}$$

Si resolvemos el sistema anterior:

$$\frac{N_{Po} \cdot \lambda_{Po}}{N_{Pb} \cdot \lambda_{Pb}} = \frac{\lambda_{Po} \cdot \lambda_{Bi}}{[(\lambda_{Bi} + \lambda_r) \cdot (\lambda_{Po} + \lambda_r)]} = \frac{\tau_r^2}{\left[\left(\tau_r + \frac{1}{\lambda_{Bi}}\right) \cdot \left(\tau_r + \frac{1}{\lambda_{Po}}\right)\right]} \quad (8.3)$$

y despejando  $\tau_r$  de la ecuación anterior, obtenemos la expresión que nos permite su cálculo:

$$\tau_r = \frac{A_{Po} \cdot \left(\frac{1}{\lambda_{Bi}} + \frac{1}{\lambda_{Po}}\right) + \sqrt{\left(A_{Po} \cdot \left(\frac{1}{\lambda_{Bi}} + \frac{1}{\lambda_{Po}}\right)\right)^2 + 4 \cdot (A_{Pb} - A_{Po}) \cdot \left(\frac{A_{Po}}{\lambda_{Bi} \cdot \lambda_{Po}}\right)}}{2 \cdot (A_{Pb} - A_{Po})} \quad (8.4)$$

donde:

$\tau_r$ , es el tiempo de residencia, expresado en días.

$A_{Po}$ , es la actividad del  $^{210}\text{Po}$ , expresada en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

$A_{Pb}$ , es la actividad del  $^{210}\text{Pb}$ , expresada en  $\text{Bq} \cdot \text{m}^{-3}$ .

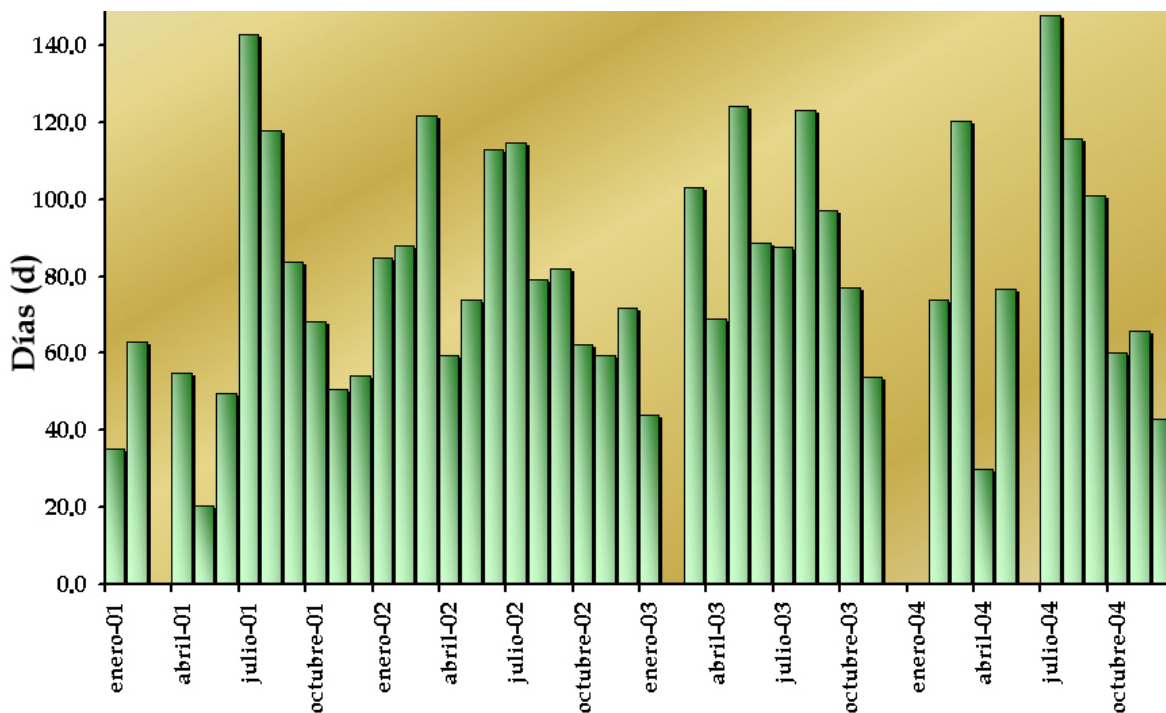
$\lambda_P$ , es la constante de desintegración del radionucleido padre.

$\lambda_{Bi}$ , es la constante de desintegración del  $^{210}\text{Bi}$ , que es igual a  $0.138 \text{ días}^{-1}$ .

$\lambda_{Po}$ , es la constante de desintegración del  $^{210}\text{Po}$ , que es igual a  $5.010 \cdot 10^{-3} \text{ días}^{-1}$ .

Según **Dueñas et al., 2004** y **García-Talavera et al., 2001** la actividad medida en el índice de actividad alfa total es debida, fundamentalmente, al  $^{210}\text{Po}$ , siempre y cuando la medida de los filtros se realice transcurrido un tiempo lo suficientemente elevado como para que hallan decaído, totalmente, los descendientes de vida corta del  $^{222}\text{Rn}$  que emiten partículas alfa. Por ello, vamos a considerar que la actividad registrada mediante el índice de actividad alfa total, en las muestras de aerosoles, es debida, fundamentalmente, al  $^{210}\text{Po}$ , ya que la medida de los filtros se ha realizado cuando han transcurrido, al menos, diez días.

Para determinar el tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos hemos considerado las actividades registradas desde el año 2001 hasta el 2004. En la **Figura 8.23**, página 324, hemos representado cómo varía el tiempo de residencia a lo largo de este período, observando valores mínimos en los meses de noviembre, diciembre, enero, febrero y abril, mientras que los valores máximos se alcanzan en los meses de marzo, julio, agosto y septiembre.



**Figura 8.23.** Tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos.

Al objeto de cuantificar la variación mensual del tiempo medio de residencia de los aerosoles, hemos agrupado los datos por meses y, a continuación, hemos calculado el valor medio de cada uno de ellos, obteniendo los valores que figuran en la **Tabla 8.35**, página 325. En dicha tabla, verificamos que el *MRTA* máximo se obtiene en el mes de julio, con un valor de 119 días, mientras que el valor mínimo se da en el mes de diciembre, con 49 días, correspondiéndole al período de muestreo un tiempo medio de residencia de 74 días. Cabe destacar que en el mes de abril se ha obtenido un tiempo de residencia de 50 días, valor muy cercano al *MRTA* mínimo, lo que ratifica los resultados obtenidos en la influencia de las variables meteorológicas. Además de los *MRTA* mensuales, en esta tabla aparecen reflejados los valores medios mensuales del cociente entre la actividad del  $^{210}\text{Po}$  y el  $^{210}\text{Pb}$ , observando que éste oscila entre el 0.172, del mes de diciembre, y el 0.353 del mes de julio.

Tabla 8.35. Valores medios mensuales del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos.

	MRTA (d)	$A_{210Po}/A_{210Pb}$		MRTA (d)	$A_{210Po}/A_{210Pb}$
<b>Enero</b>	58	0.200	<b>Julio</b>	119	0.353
<b>Febrero</b>	64	0.218	<b>Agosto</b>	107	0.326
<b>Marzo</b>	99	0.310	<b>Septiembre</b>	90	0.289
<b>Abril</b>	50	0.176	<b>Octubre</b>	67	0.225
<b>Mayo</b>	57	0.198	<b>Noviembre</b>	57	0.197
<b>Junio</b>	66	0.224	<b>Diciembre</b>	49	0.172
<b>MRTA<sub>Max.</sub></b>	119		<b>Rango<sub>Max.</sub></b>		0.353
<b>MRTA<sub>Min.</sub></b>	50		<b>Rango<sub>Min.</sub></b>		0.172
<b>MRTA<sub>Med.</sub></b>	74		<b>Rango<sub>Med.</sub></b>		0.241

Si representamos la evolución temporal del MRTA, **Figura 8.24**, observamos que los valores más altos se alcanzan en los meses estivales, mientras que los más bajos se dan en los meses de noviembre, diciembre y enero coincidiendo con los meses en los que se dan las condiciones meteorológicas más adversas, y por ello, procederemos a estudiar con más detalle la variación de los tiempos de residencia en cada una de las estaciones.

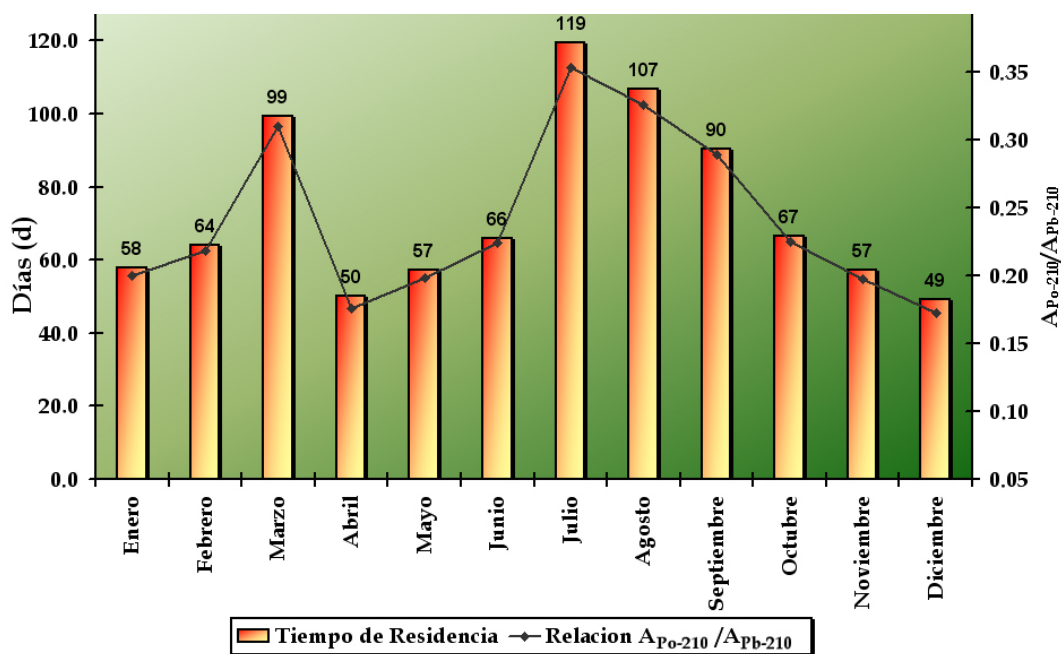


Figura 8.24. Variación mensual del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos.

La agrupación estacional de los valores de *MRTA* se muestran en la **Tabla 8.36**. En ella, observamos que el tiempo de residencia de los aerosoles troposféricos es máximo en la estación de verano, con 106 días, mientras que en las estaciones de otoño y primavera se obtiene el valor mínimo, con 58 días, hecho que es consistente con los resultados obtenidos en el estudio estadístico, en el que se ponía de manifiesto que no existían diferencias significativas entre los valores registrados, para los índices de actividad alfa total y beta total, en dichas estaciones (páginas 200 y 218, respectivamente).

**Tabla 8.36.** Valores medios estacionales del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos.

	<b>MRTA (Días)</b>	<b><math>A_{210Po}/A_{210Pb}</math></b>
<b><i>Invierno</i></b>	74	0.243
<b><i>Primavera</i></b>	58	0.199
<b><i>Verano</i></b>	106	0.323
<b><i>Otoño</i></b>	58	0.198

Por otra parte, hay que señalar que estos resultados corroboran los obtenidos por nuestro laboratorio en la determinación de la variación del flujo de deposición del  $^7\text{Be}$  [**González-Gómez et al., 2006**], para él que se obtenían valores mínimos en la estación de verano y máximos en el otoño, hecho que concuerda con tiempos de residencia mínimos en la estación de otoño y máximos en la de verano.

En la **Tabla 8.37**, página 327, hemos recogido los tiempos de residencia de los aerosoles troposféricos obtenidos por otros investigadores en distintas localizaciones, oscilando éstos entre los 320 días determinado por **Gavini et al., 1974**, en Fayetteville (Arkansas), y los 11 días medidos por **Poet et al., 1972**, en Boulder (Colorado). Estas diferencias entre unas localidades y otras, se pueden atribuir a:

- ▀ La mezcla de aerosoles con diferentes tiempos de formación, ya que esto contribuye a aumentar el contenido en  $^{210}\text{Po}$  [**Poet et al., 1972**].
- ▀ La resuspensión de partículas de polvo da lugar a un aumento en el contenido en aerosoles de la troposfera, modificando la relación  $^{210}\text{Po}$ - $^{210}\text{Pb}$ . Este hecho se pone de manifiesto en la **Figura 7.27**, página 232, donde se aprecia el aporte de polvo sahariano. Por otra parte, hay que considerar que en las estaciones de otoño e invierno predominan las masas de aire procedentes del atlántico [**Lyamani et al., 2004**], por lo que el fenómeno de la resuspensión

será menos acusado. Estos hechos están en consonancia con los valores del tiempo de residencia obtenidos para estas estaciones<sup>13</sup>.

- ▣ La combustión de combustibles fósiles modifica la relación  $^{210}\text{Po}$ - $^{210}\text{Pb}$  [García-Talavera et al., 2001].
- ▣ Los erupciones volcánicas dan lugar a incrementos en las concentraciones de los descendientes de vida larga del  $^{222}\text{Rn}$ , en especial del  $^{210}\text{Po}$  y  $^{210}\text{Pb}$  [Lambert et al., 1972].
- ▣ Gaffney and Marley, 2004, indican que un factor determinante en el cálculo del tiempo de residencia mediante la relación  $^{210}\text{Pb}/^{210}\text{Po}$  es el tamaño de las partículas que constituyen los aerosoles, poniendo de manifiesto que partículas de diámetros elevados dan lugar a tiempos de residencia elevados, mientras que partículas con diámetros pequeños dan lugar a tiempos de residencia más bajos.

**Tabla 8.37.** Tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos medidos por otros investigadores.

Localidades	Coordenadas	MRTA (Días)	Referencias
<i>Boulder (Colorado)</i>	40°01' N 105° 17' W	11-77	<i>Poet et al., 1972</i>
<i>Fayetteville (Arkansas)</i>	35°03' N 78° 54' W	2-320	<i>Gavini et al., 1974</i>
<i>Argonne (Illinois)</i>	41.7° N 88.0°W	33-66	<i>Marley et al., 2000</i>
<i>Eagle (Alaska)</i>	69.5° N 141.2° W	0-39	<i>Baskaran and Shaw, 2001</i>
<i>Málaga (España)</i>	36°43'40" N 4°28'8" W	31-36	<i>Dueñas et al., 2004</i>
<i>Pittsburgh (USA)</i>	40.31° N 79.98°W	25-117	<i>Gaffney and Marley, 2004</i>

<sup>13</sup>En la ciudad de Granada los aportes de polvo sahariano se dan con una mayor intensidad en el verano, pero con una mayor frecuencia durante el otoño y el invierno

### 8.2.10. Relación de los índices de actividad alfa total y beta total con los contaminantes atmosféricos

A continuación, estudiaremos si existe relación entre los índices de actividad alfa total y beta total y los contaminantes atmosféricos: SO<sub>2</sub>, partículas PM10<sup>14</sup>, NO<sub>2</sub>, O<sub>3</sub> y CO. Para ello, vamos a utilizar los datos suministrados por la **Red de Vigilancia y Control de la Contaminación Atmosférica de Andalucía**, dependiente de la **Consejería de Medio Ambiente**, de la **Junta de Andalucía** [<http://www.juntadeandalucia.es/medioambiente>], a través de la estación emplazada en la *Avda. de la Constitución, Parque de Fuentenueva*, que está integrada en el **Sistema de Información de Vigilancia Ambiental, SIVA**.

En primer lugar, comenzaremos describiendo los datos de contaminación atmosférica suministrados por dicha estación:

- ⇒ Los valores emitidos por la estación vienen expresados en  $\mu\text{g} \cdot \text{m}^{-3}$ .
- ⇒ En el período comprendido desde el 29/12/1999 a 30/10/2002 los datos registrados son valores medios obtenidos cada media hora, constituyendo un total de 49728 datos, para cada uno de los contaminantes.
- ⇒ Desde el 31/10/2002 hasta el 29/12/2004 los datos suministrados corresponden a los promedios medidos en 10 minutos, constituyendo un total de 104976 datos.
- ⇒ La suma de los dos períodos anteriores supone un total de 154704 datos para cada uno de los contaminantes considerados.

A partir del conjunto de datos descrito, anteriormente, se calcularon los valores promedios diarios, y estos se ajustaron al período de muestreo de los filtros<sup>15</sup>. Los estadísticos descriptivos que caracterizan a estos datos, una vez transformados, se muestran en la **Tabla 8.38**, página 329.

Si calculamos el cociente entre el coeficiente de asimetría y su error típico obtenemos que éste es mayor de dos para todos los contaminantes, a excepción del ozono, que es menor de dos, y por tanto, a excepción de éste último, el resto de contaminantes se aleja de la *normalidad*. A continuación, si determinamos el cociente del coeficiente de curtosis entre su error típico, obtenemos que éste es mayor de dos para todos los contaminantes, por lo que las distribuciones de todos ellos se alejan de la distribución normal, y por ello, emplearemos el test de *Kolmogorov-Smirnov* para determinar la distribución a la que mejor se ajustan. En la **Tabla 8.39**, página 329, se muestran los resultados de este test, que ponen de manifiesto que las

<sup>14</sup>Son aquellas partículas que poseen un diámetro inferior a 10  $\mu\text{m}$ .

<sup>15</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.



concentraciones de contaminantes atmosféricos no siguen la *ley de distribución normal*, por lo que para determinar si existe correlación entre estos y los índices de actividad alfa total y beta total deberemos emplear el *coeficiente de correlación de Spearman*.

**Tabla 8.38.** Estadísticos descriptivos de los contaminantes atmosféricos.

	Contaminantes Atmosféricos				
	SO <sub>2</sub>	PM <sub>10</sub>	NO <sub>2</sub>	CO	O <sub>3</sub>
<b>Nº Total Datos</b>	261	261	261	261	261
<b>Datos Válidos</b>	254	259	253	259	259
<b>Media</b>	12.44	37.51	59.76	1231.38	33.61
<b>Desviación Típica</b>	4.32	13.36	10.84	324.14	14.07
<b>Mediana</b>	11.52	34.90	58.92	1173.04	33.94
<b>Media Geométrica</b>	11.82	35.38	58.72	1195.00	30.28
<b>Valor Máximo</b>	34.17	108.94	101.74	2682.94	71.45
<b>Valor Mínimo</b>	5.63	15.45	23.03	684.95	6.53
<b>Rango</b>	28.55	93.50	78.71	1998.00	64.92
<b>Asimetría</b>	1.64	1.18	0.26	1.51	0.09
<b>Er. típ. de asimetría</b>	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15
<b>Curtosis</b>	4.00	2.71	2.24	3.00	-1.01
<b>Er. típ. de curtosis</b>	0.30	0.30	0.31	0.30	0.30

**Tabla 8.39.** Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para las concentraciones de los contaminantes atmosféricos.

	Test de Kolmogorov-Smirnov							
	Uniforme		Exponencial		Normal		Log-normal	
	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor	Dn	p-Valor
<b>SO<sub>2</sub></b>	0.495	<0.001	0.391	<0.001	0.132	<0.001	0.071	0.089
<b>PM<sub>10</sub></b>	0.479	<0.001	0.387	<0.001	0.085	<0.001	0.044	0.142
<b>NO<sub>2</sub></b>	0.274	<0.001	0.482	<0.001	0.087	<0.001	0.101	<0.001
<b>CO</b>	0.452	<0.001	0.456	<0.001	0.124	<0.001	0.074	0.065
<b>O<sub>3</sub></b>	0.214	<0.001	0.266	<0.001	0.068	0.001	0.104	<0.001

En azul se muestran las distribuciones para las que  $p - valor > 0.05$ .

En primer lugar, determinaremos si existe correlación significativa entre las concentraciones de SO<sub>2</sub>, partículas PM<sub>10</sub>, NO<sub>2</sub>, O<sub>3</sub> y CO. Para ello, hemos calculado los correspondientes *coeficientes de correlación de Spearman*, cuyos valores figuran en la **Tabla 8.40**. Los valores que toma dicho coeficiente ponen de manifiesto que todos ellos se encuentran fuertemente relacionados, exceptuando a la relación existente entre el ozono y las partículas PM<sub>10</sub> que no es significativa. En el caso de las concentraciones de SO<sub>2</sub>, partículas PM<sub>10</sub>, NO<sub>2</sub> y CO se observan coeficientes de correlación positivos y elevados, por encima de 0.400, hecho que puede ser atribuido a que sus fuentes antropogénicas son comunes. El ozono presenta un comportamiento distinto, con coeficientes de correlación negativo, debido a que en el origen del ozono troposférico están involucradas complejas reacciones fotoquímicas, regidas por equilibrios que pueden ser fácilmente alterados [Cañete Hidalgo, 2000].

**Tabla 8.40.** Estudio de la correlación entre los contaminantes atmosféricos.

	Coeficiente de Correlación de Spearman							
	PM <sub>10</sub>		NO <sub>2</sub>		CO		O <sub>3</sub>	
	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>	$\rho$	<i>p-Valor</i>
<b>SO<sub>2</sub></b>	0.450	0.000	0.502	0.000	0.493	0.000	-0.526	0.000
<b>PM<sub>10</sub></b>			0.512	0.000	0.422	0.000	-0.055	0.376
<b>NO<sub>2</sub></b>					0.482	0.000	-0.302	0.000
<b>CO</b>							-0.527	0.000

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0 %.

En la **Tabla 8.41**, página 331, figuran los valores obtenidos del coeficiente de correlación de Spearman, entre los índices de actividad alfa total y beta total con las concentraciones de SO<sub>2</sub>, partículas PM<sub>10</sub>, NO<sub>2</sub>, O<sub>3</sub> y CO. Los valores de los coeficientes de correlación son significativos y positivos entre las actividades alfa y beta total y las concentraciones de SO<sub>2</sub>, partículas PM<sub>10</sub>, NO<sub>2</sub> y O<sub>3</sub>, no siendo significativa la correlación con las concentraciones de CO. Cabe destacar la fuerte correlación hallada con las partículas PM<sub>10</sub>, ya que altas concentraciones de partículas favorece la fijación de los descendientes del <sup>222</sup>Rn. Los contaminantes SO<sub>2</sub>, NO<sub>2</sub> y O<sub>3</sub> están involucrados en complejas reacciones fotoquímicas que dan lugar a la formación de aerosoles secundarios [Stockwell et al., 2003], hecho que podría justificar la correlación positiva encontrada entre ellos.

**Tabla 8.41.** Estudio de la correlación entre los contaminantes atmosféricos y los índices de actividad alfa total y beta total.

Coeficiente de Correlación de Spearman				
	$A_\alpha$		$A_\beta$	
	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$SO_2$	0.150	0.017	0.161	0.011
$PM_{10}$	0.572	0.000	0.555	0.000
$NO_2$	0.249	0.000	0.313	0.000
$CO$	0.039	0.530	-0.016	0.796
$O_3$	0.276	0.000	0.174	0.005

En verde se muestran las correlaciones significativas para un intervalo de confianza del 95.0%.

### 8.3. Muestras de agua potable

Las muestras de agua potable se recogieron mensualmente, y por tanto, para estudiar la influencia de las variables meteorológicas sobre los índices de actividad alfa total, beta total y beta resto determinados en ellas, deberemos transformar los valores medios diarios de todas las variables meteorológicas en valores medios mensuales, y de esta manera, poder establecer si existe relación.

En primer lugar, deberemos tener en cuenta la ley de distribución que siguen las actividades determinadas en las muestras de agua potable, y para ello, consideraremos el estudio estadístico realizado en el **Capítulo 7**, página 238, en el que se ponía de manifiesto que:

- ❖ **Actividad alfa total:** Los datos se distribuyen según la ley *log-normal*.
- ❖ **Actividad beta total:** Los datos se ajustan tanto a ley de distribución *normal* como *log-normal*.
- ❖ **Actividad beta resto:** Los datos se ajustan a la ley *log-normal*.
- ❖ **Actividad debida al  $^{90}\text{Sr}$ .**<sup>16</sup>

<sup>16</sup>En el estudio de la correlación no vamos a considerar la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ , debido a la gran irregularidad observada en sus valores, lo que impidió la realización del análisis estadístico

### 8.3.1. Influencia de las variables meteorológicas en los índices de actividad determinados en las muestras de agua potable

A continuación, determinaremos si existe correlación entre las variables meteorológicas y los índices de actividad alfa total, beta total y beta resto medidos en las muestras de agua potable. Para ello, vamos a emplear el coeficiente de correlación de Spearman, ya que los índices de actividad alfa total y beta resto no se distribuyen normalmente. Los resultados obtenidos se muestran en la **Tabla 8.42**, y de ellos se deduce que no existe correlación lineal entre las variables meteorológicas y los índices de actividad determinados en las muestras de agua potable.

**Tabla 8.42.** Estudio de la correlación entre las variables meteorológicas y los índices de actividad determinados en las muestras de agua potable.

Muestras de Agua Potables						
	$A_\alpha$		$A_\beta$		$A_{\beta R}$	
	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
<b>Temperatura Máxima</b>	-0.142	0.292	0.163	0.213	0.191	0.158
<b>Temperatura Mínima</b>	-0.164	0.223	0.128	0.330	0.157	0.247
<b>Temperatura Media</b>	-0.165	0.221	0.147	0.262	0.179	0.187
<b>Horas de Sol (HS)</b>	-0.174	0.197	0.064	0.626	0.081	0.555
<b>% HS Máxima Teórica</b>	-0.081	0.551	-0.015	0.908	-0.010	0.943
<b>Presión Máxima</b>	0.008	0.954	-0.187	0.152	-0.110	0.420
<b>Presión Mínima</b>	0.024	0.860	-0.181	0.167	-0.125	0.359
<b>Presión Media</b>	0.014	0.917	-0.172	0.189	-0.109	0.425
<b>Lluvia</b>	0.084	0.536	0.156	0.234	0.033	0.810
<b>Humedad Relativa</b>	0.201	0.133	0.058	0.662	-0.050	0.716

## 8.4. Conclusiones

El estudio de la correlación entre la temperatura y los índices de actividad alfa total y beta total medidos en las muestras de aerosoles nos indica una fuerte relación entre ambos. Hay que destacar la existencia de una fuerte correlación entre los índices de actividad y la amplitud térmica en las estaciones de invierno y otoño, coincidiendo con las estaciones en las que las amplitudes térmicas son menores, hecho que favorece la formación de capas de inversión, y por tanto, se dificulta la dispersión de los aerosoles. Por otro lado, en la estación de verano se observa una fuerte relación con las temperaturas máximas y mínimas, hecho que puede ser atribuido a que en esta estación disminuye de forma considerable el contenido en humedad del suelo lo que favorece los procesos de exhalación del radón, que unido a las diferencias existentes entre la

*temperatura máxima y mínima, favorece la formación de corrientes de convección ascendentes, lo que ayuda a la dispersión de los descendientes del radón, que junto a la estabilidad meteorológica de dicha estación, origina un aumento en los índices de actividad alfa total y beta total registrados. Por otra parte, debemos considerar que altas temperaturas ambientales inducen un aumento en la temperatura del suelo lo que potencia los procesos de emanación del radón.*

*El estudio de la relación entre la presión atmosférica y los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles nos ha permitido establecer que existe correlación significativa y positiva entre ambos. Por otra parte, los valores elevados de la presión media en los meses de enero y febrero favorece la formación de las inversiones térmicas, ya que altas presiones atmosféricas están ligadas a condiciones meteorológicas estables, lo que origina un incremento en las actividades alfa y beta total determinadas.*

*La relación entre la humedad relativa y los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles es significativa y negativa, es decir, valores altos de humedad relativa conducen a una disminución en los índices de actividad, hecho que podemos atribuir a que altos valores de la humedad relativa, están relacionados con suelos con un mayor contenido en agua, lo que da lugar a la saturación de sus poros lo que dificulta la exhalación del radón y del torón, disminuyendo los valores de los índices de actividad. Este hecho es más acusado en la estación de otoño, ya que en ella se dan las humedades relativas más elevadas y los índices de actividad más bajos. Por otro lado, altos valores de la humedad relativa favorecen los procesos de nucleación de los aerosoles, lo que origina un aumento de su tamaño, facilitando y acelerando los procesos de deposición.*

*En el caso de las precipitaciones se observa que la relación con los índices de actividad medidos en las muestras de aerosoles es bastante acusada con coeficientes de correlación negativos y superiores a -0.500, ya que la lluvia da lugar al arrastre de los aerosoles, y por tanto, disminuyen los índices de actividad. Por otra parte, al estudiar como influye el número de días sin lluvia sobre los índices de actividad se observa que la relación es significativa y positiva, poniendo de manifiesto que las ausencias de precipitaciones originan un aumento en las actividades medidas, ya que se minimiza el arrastre de los aerosoles por la lluvia y disminuye la humedad relativa, favoreciendo los procesos de exhalación del radón y del torón.*

*El estudio de la relación entre las horas de insolación y los índices de actividad alfa total y beta total muestra que la correlación es significativa y positiva, hecho que podemos justificar considerando que un elevado número de horas de insolación está relacionado con condiciones meteorológicas estables lo que dificulta la dispersión de los aerosoles, y por otro lado, se favore-*

*cen las reacciones fotoquímicas que dan lugar a la formación de aerosoles secundarios, lo que aumenta el número de partículas en suspensión favoreciendo que se fijen los descendientes del radón y del torón.*

*El análisis de la influencia de la dirección del viento sobre los índices de actividad alfa total y beta total medidos en las muestras de aerosoles nos ha permitido establecer que los vientos de componentes S-SE dan lugar a valores más elevados, hecho que corrobora las intrusiones de las masas de aires procedentes del norte de África, las cuales poseen un elevado contenido de partículas en suspensión. Por otra parte, los vientos de componente W-SW y W-NW tienen como resultado índices de actividad más bajos, ya que son vientos procedentes de la vertiente atlántica con un menor contenido de partículas.*

*El cálculo del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos, empleando la relación  $^{210}\text{Pb}/^{210}\text{Po}$ , nos ha permitido determinar que éste es máximo en la estación de verano y mínimo en la estación de otoño, hecho que es consistente con los resultados obtenidos por nuestro laboratorio en la determinación de la variación estacional de los flujos de deposición del  $^7\text{Be}$ .*

*El estudio de la correlación entre los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles con los contaminantes atmosféricos  $\text{SO}_2$ , partículas  $\text{PM}_{10}$ ,  $\text{NO}_2$ ,  $\text{O}_3$  y  $\text{CO}$ , pone de manifiesto una fuerte relación con las partículas  $\text{PM}_{10}$ , ya que altas concentraciones de éstas favorece la fijación de los descendientes del radón y del torón. Por otra parte, se ha encontrado correlación significativa y positiva con las concentraciones de  $\text{SO}_2$ ,  $\text{NO}_2$  y  $\text{O}_3$ , ya que estos contaminantes están involucrados en complejas reacciones fotoquímicas que dan lugar a la formación de aerosoles secundarios, y a que son el resultado de la combustión de combustibles fósiles, hecho que está relacionado con un incremento en los índices de actividad alfa total y beta total de acuerdo con los resultados obtenidos por otros autores.*

*En el caso de las muestras de agua potable hemos estudiado si existe correlación significativa entre las variables meteorológicas consideradas y los índices de actividad alfa total, beta total, beta resto y la actividad del  $^{90}\text{Sr}$ . De los resultados obtenidos se desprende que la correlación no es significativa para un intervalo de confianza del 95.0%.*

---

# Capítulo 9

## Modelos de Predicción

---

### 9.1. Introducción

En este último capítulo abordaremos el estudio y desarrollo de modelos<sup>1</sup> matemáticos capaces de describir, y, posteriormente, pronosticar la variación en los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles.

Desde un punto de vista metodológico, los métodos de predicción pueden agruparse en dos grandes bloques: *métodos cualitativos* y *métodos cuantitativos*.

Los *métodos cualitativos* se emplean, básicamente, en aquellas situaciones en las que el pasado no proporciona una información directa sobre el fenómeno considerado, por lo que en estos casos los métodos estadísticos juegan un papel secundario, siendo de una mayor importancia el conocimiento que se tiene sobre el fenómeno cuya proyección en el futuro pretendemos determinar.

Los *métodos cuantitativos* están basados en el registro de la información pasada del fenómeno que se pretende estudiar. Generalmente, esta información sobre el pasado aparece en forma de serie temporal<sup>2</sup>, y, a partir de ella, se extrae toda la información posible, determinando el patrón evolutivo de la serie en el pasado. Esta información nos permitirá realizar pronósticos sobre el fenómeno en el futuro.

---

<sup>1</sup>Un **modelo** es una representación formal de un sistema real, con el que se pretende aumentar su comprensión, hacer predicciones y ayudar a su control.

<sup>2</sup>Una **serie temporal** consiste en un conjunto de observaciones de una variable, observada a intervalos regulares de tiempo.

Dentro de los modelos cuantitativos de predicción podemos destacar tres grandes grupos:

- **Modelos deterministas:** Son aquellos en los que cada variable y parámetro puede asignarse a un número fijo definido, o a una serie de números fijos, para una serie dada de condiciones. Estos modelos no son fáciles de utilizar ya que requieren el empleo de un gran número de parámetros de entrada.
  
- **Modelos empíricos:** Son modelos en los que se explica el comportamiento de una variable<sup>3</sup> utilizando la información suministrada por los valores tomados por un conjunto de variables explicativas<sup>4</sup>.
  
- **Modelos de predicción estocásticos:** Este tipo de modelos se basa en el análisis de la/s serie/s temporal/es sujeta/s a estudio. Dentro de ellos podemos destacar dos tipos:
  - ▶ **Modelos univariante:** Cuando el modelo se basa únicamente en la historia de la propia serie. Estos modelos pueden mejorarse incorporando la información de la evolución de otras variables exógenas, obteniendo modelos que tienen en cuenta esta dependencia, recibiendo el nombre de *modelos de regresión dinámica* o de *función de transferencia*.
  
  - ▶ **Modelos multivariante:** Este modelo representa conjuntamente las relaciones dinámicas entre un grupo de series y nos permite obtener predicciones simultáneas de sus valores futuros.

En este capítulo obtendremos los modelos empíricos y estocásticos univariantes correspondientes a los índices de actividad alfa total y beta total de las muestras de aerosoles. En el caso de las muestras de agua potable, no nos ha sido posible obtener un modelo de predicción con un error aceptable, ya que el número de datos de los que disponemos es muy bajo, y por ello, este tipo de metodología no es aplicable.

---

<sup>3</sup>Esta variable puede recibir el nombre de **variable endógena, explicada** o **dependiente**.

<sup>4</sup>Estas variables suelen denominarse como variables **exógenas, explicativas** o **independientes**.



## 9.2. Análisis de regresión lineal múltiple (ARL)

El análisis de regresión lineal múltiple, **ARL**, nos proporciona modelos que nos permiten explicar el comportamiento de una variable dependiente<sup>5</sup>, utilizando la información proporcionada por los valores tomados por un conjunto de variables explicativas<sup>6</sup>. Estos modelos, de forma general, se pueden expresar como:

$$Y = b_0 + b_1 \cdot X_1 + b_2 \cdot X_2 + \dots + b_k \cdot X_k + u \quad (9.1)$$

donde:

$b_1, b_2, \dots, b_k$ , son coeficientes que denotan la magnitud del efecto de las variables explicativas sobre la variable explicada.

$X_1, X_2, \dots, X_k$ , conjunto de variables explicativas.

$b_0$ , es el término constante o independiente del modelo.

$u$ , es el término error del modelo.

Si disponemos de un conjunto de  $\mathbf{T}$  observaciones para cada una de las variables, es decir, tanto para la variable endógena como para las variables exógenas, podremos expresar la **ecuación** (9.1) como:

$$Y_t = b_0 + b_1 \cdot X_{1_t} + b_2 \cdot X_{2_t} + \dots + b_k \cdot X_{k_t} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

La notación matricial de estos modelos viene dada por el siguiente esquema de matrices:

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{1_1} & X_{2_1} & \dots & X_{k_1} \\ X_{1_2} & X_{2_2} & \dots & X_{k_2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ X_{1_t} & X_{2_t} & \dots & X_{k_t} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_t \end{pmatrix}$$

El hecho de que en el modelo aparezca un término independiente puede interpretarse como la presencia de una variable  $\mathbf{X}_0$  cuyo valor sea siempre 1.

---

<sup>5</sup>Variable endógena o explicada.

<sup>6</sup>Variables exógenas o independientes.

El objetivo fundamental de estos modelos es obtener estimaciones, es decir, valores numéricos de los coeficientes  $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ , y, a partir de ellos, podremos hacer predicciones acerca del comportamiento futuro de la variable dependiente,  $\mathbf{Y}$ .

La formulación de estos modelos de predicción se realiza bajo las siguientes premisas:

- ❑ Las variables  $X_1, X_2, \dots, X_k$  son deterministas, ya que su valor procede de una determinada población muestral.
- ❑ La variable  $u$ , término error, es una variable aleatoria de esperanza nula y matriz escalar<sup>7</sup>. Es decir, que para todo  $t$ , la variable  $u_t$  tiene media cero y varianza,  $\sigma^2$ , no dependiente de  $t$ <sup>8</sup> y además  $Cov(u_i, u_j) = 0$  para todo  $i$  y para todo  $j$  distintos entre sí<sup>9</sup>.
- ❑ La variable  $Y$  es aleatoria, ya que depende de la variable aleatoria  $u$ .
- ❑ Todas las variables  $X_1, X_2, \dots, X_k$  son relevantes, es decir, todas ellas tienen que ser estadísticamente significativas con respecto a la variable dependiente  $Y$ .
- ❑ Las variables  $X_1, X_2, \dots, X_k$  son linealmente independientes, es decir, no existe relación lineal entre ellas<sup>10</sup>.

Una vez descritas las bases teóricas de los modelos **ARL** procederemos a aplicar estos análisis a los valores obtenidos para los índices de actividad alfa total y beta total, en las muestras de aerosoles, durante el período de muestreo 2000-2004. Como variables explicativas emplearemos las variables estudiadas en el **Capítulo 8**, y por ello, en la **Tabla 9.1**, página 339, hemos recogido los coeficientes de correlación de Pearson y Spearman determinados para cada una de ellas, en relación con los índices de actividad. De los valores de estos coeficientes se deduce una fuerte correlación con la temperatura, humedad, insolación y ausencia de precipitaciones. Por otra parte, como pusimos de manifiesto en las **Figuras ??** y **8.14**, páginas ?? y 307, respectivamente, la dirección del viento ejerce una influencia notable sobre los valores que toman los índices de actividad alfa total y beta total.

<sup>7</sup>Esto implica que posea una matriz de covarianzas constantes y diagonal.

<sup>8</sup>El hecho de que la varianza sea constante para  $t$  implica **Homocedasticidad**.

<sup>9</sup>El hecho de que  $Cov(u_i, u_j) = 0$  para todo  $i$  distinto de  $j$  implica **No Autocorrelación**.

<sup>10</sup>Esta hipótesis recibe el nombre de hipótesis de **Independencia**, y cuando no se cumple, decimos que el modelo presenta **Multicolinealidad**.

**Tabla 9.1.** Coeficientes de correlación de Pearson y Spearman entre las variables meteorológicas y los índices de actividad alfa total y beta total.

	Coeficientes de Correlación							
	$A_\alpha$				$A_\beta$			
	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor	$r$	$p$ -Valor	$\rho$	$p$ -Valor
$T_{Med}$	—	—	0.401	0.000	0.531	0.000	0.502	0.000
$P_{Med}$	—	—	0.309	0.000	0.289	0.000	0.293	0.000
$H_{Rel}$	—	—	-0.421	0.000	-0.341	0.000	-0.349	0.000
<b>Insol</b>	—	—	0.434	0.000	0.421	0.000	0.443	0.000
$A_{Precip}$	—	—	0.546	0.000	0.519	0.000	0.534	0.000
$V_{Dir}$	—	—	-0.074	0.238	-0.059	0.346	-0.051	0.412
$V_{Vel}$	—	—	0.186	0.003	0.037	0.554	0.098	0.115

$T_{Med}$ : Temperatura Media,  $P_{Med}$ : Presión Media,  $H_{Rel}$ : Humedad Relativa, **Insol.**: Promedio de Horas de Insolación,  $A_{Precip}$ : Días sin Precipitaciones,  $V_{Dir}$ : Dirección del Viento y  $V_{Vel}$ : Velocidad del Viento.

### 9.2.1. Modelos ARL para el índice de actividad alfa total

Para obtener los modelos de predicción del índice de actividad alfa total vamos a seguir las siguientes pautas:

- En primer lugar, obtendremos un modelo de predicción general empleando todos los datos, y para ello, estableceremos las siguientes premisas:
  - Las variables meteorológicas introducidas en el modelo deberán ser significativas, es decir, el  $p$ -Valor calculado deberá ser  $\geq 0.05$ <sup>11</sup>.
  - Como **Factor de efectos fijos**<sup>12</sup> consideraremos la variable ausencia de lluvias, siempre y cuando su  $p$ -Valor sea significativo, en caso contrario, podría emplearse como una variable explicativa más, pero en este caso, para su introducción en el modelo, debe cumplir con el requisito establecido en el punto anterior.
  - La variable dirección del viento la emplearemos como un **Factor de efectos aleatorios**<sup>13</sup> siempre y cuando su  $p$ -Valor sea significativo.

<sup>11</sup>La variable introducida será descartada cuando la probabilidad de ser significativa sea inferior al 95.0%.

<sup>12</sup>Cuando en un modelo de predicción se emplean factores de efectos fijos los resultados obtenidos sólo son válidos para los niveles estudiados del factor.

<sup>13</sup>Los resultados obtenidos para el modelo cuando se emplean estas variables son válidos sean cuales sean los niveles del factor empleado.

- En segundo lugar, obtendremos los modelos de predicción para cada una de las estaciones, siguiendo las mismas premisas que hemos considerado para el modelo general.

### Modelos ARL para el índice de actividad alfa total de todas las muestras

Este modelo de predicción está basado en las 258 muestras que presentaron actividad superior al límite inferior de detección, a lo largo del período muestreo 2000-2004, y para ello, calcularemos el logaritmo neperiano de la actividad alfa de cada una de ellas, ya que de esta manera transformamos la distribución muestral en normal. A continuación, estudiaremos si el factor de efectos fijos ausencia de lluvias y el factor de efectos aleatorios dirección del viento es significativo, planteando los correspondientes test de significación. Los resultados de estos test se muestran en las **Tablas 9.2 y 9.3**, indicándonos que ambos efectos son significativos, ya que el  $p$ -Valor obtenido para cada uno de ellos es menor de 0.05.

**Tabla 9.2.** Test de significación del factor de efectos fijos ausencia de lluvias.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	$r^2$
$A_{Precip}$	27.390	7	3.913	16.140	0.018	0.000
<b>Residuos</b>	60.620	250	0.242			
<b>Total</b>	88.010	257				

**Tabla 9.3.** Test de significación del factor de efectos aleatorios dirección del viento.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	$r^2$
$V_{Dir}$	4.630	5	0.926	2.800	0.018	0.0526
<b>Residuos</b>	83.380	252	0.331			
<b>Total</b>	18058.1	257				

Una vez que hemos determinado que los dos factores son significativos, realizaremos el **análisis de la varianza** del modelo considerando, únicamente, los dos factores. El *Análisis de la Varianza*, **ANOVA**, nos proporciona la significación estadística de la regresión, la suma de cuadrados, los grados de libertad, la media cuadrática, el estadístico de Fisher-Snedecor<sup>14</sup>,

<sup>14</sup>El contraste de la F permite establecer si los efectos de las variables consideradas son significativos. Para ello, se

F, y la significación de la prueba<sup>15</sup>. En este caso, el modelo es significativo, ya que su  $p$ -Valor es igual a 0.000, como podemos ver en la **Tabla 9.4**.

**Tabla 9.4.** ANOVA del modelo de predicción basado en el factor de efectos fijos ausencia de lluvias y el factor de efectos aleatorios dirección del viento.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo</b>	30.965	12	2.580	11.08	0.000
<b>Residuos</b>	57.045	245	0.233		
<b>Total</b>	88.010	257			

La ecuación a la que se ajusta este modelo viene dada por la expresión:

$$\begin{aligned} \ln(A_\alpha) = & -(8.6 \pm 0.1) - (0.84 \pm 0.03) * I_1(1) - (0.30 \pm 0.01) * I_1(2) - \dots \\ & \dots - (0.27 \pm 0.01) * I_1(3) - (0.03 \pm 0.01) * I_1(4) + (0.11 \pm 0.01) * I_1(5) + \dots \\ & \dots + (0.27 \pm 0.08) * I_1(6) + (0.56 \pm 0.07) * I_1(7) + (0.14 \pm 0.04) * I_2(1) + \dots \\ & \dots + (0.13 \pm 0.01) * I_2(2) + (0.0017 \pm 0.0009) * I_2(3) + (0.04 \pm 0.01) * I_2(4) - \dots \\ & \dots - (0.093 \pm 0.006) * I_2(5) \end{aligned}$$

donde:

$$I_1(1) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 1, I_1(1) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(2) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 2, I_1(2) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(3) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 3, I_1(3) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(4) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 4, I_1(4) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(5) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 5, I_1(5) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(6) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 6, I_1(6) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(7) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 7, I_1(1) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

construye un estadístico comparando los cuadrados medios, que se ajusta a una distribución de la **F de Snedecor**. El estadístico de contraste vendrá dado por la expresión:  $F = CMM/CMR$ , donde  $CMM$  es el cuadrado medio del modelo y  $CMR$  es el cuadrado medio de los residuos. El estadístico  $F$  se distribuye, bajo  $H_0$ , según la **ley de Snedecor** con  $k - 1$  y  $(k - 1) \cdot (t - 1)$  grados de libertad. En consecuencia: Aceptaremos  $H_0$  cuando  $F \leq F_{\alpha; k-1, (k-1) \cdot (t-1)}$  o aceptaremos  $H_1$  si  $F > F_{\alpha; k-1, (k-1) \cdot (t-1)}$ .

<sup>15</sup>La significación de la prueba estadística se compara con el valor de 0.05, para un nivel de confianza del 95%. Si el valor de la significación de la prueba es menor que éste se considera que la prueba es significativa y se rechaza la hipótesis nula de la ausencia de correlación entre las variables.

$I_2(1) = 1$  si  $V_{Dir.} = 2$ ,  $I_2(1) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(2) = 1$  si  $V_{Dir.} = 4$ ,  $I_2(2) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(3) = 1$  si  $V_{Dir.} = 5$ ,  $I_2(3) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(4) = 1$  si  $V_{Dir.} = 6$ ,  $I_2(4) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(5) = 1$  si  $V_{Dir.} = 7$ ,  $I_2(5) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

A continuación, plantearemos modelos que reproduzcan el comportamiento del índice de actividad alfa total, basados en las siguientes premisas:

- La introducción de una variable explicativa debe originar un modelo significativo.
- La variable explicativa tiene que ser significativa.
- La introducción de una nueva variable explicativa tiene que dar lugar a un nuevo modelo que mejore la reproducibilidad de la variable dependiente.

Considerando las premisas expuestas en el párrafo anterior hemos propuesto tres modelos que poseen las siguientes características:

● **Modelo 1:**

- ▶ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variable Exógena:** Temperatura media.

● **Modelo 2:**

- ▶ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variables Exógenas:** Temperatura media y presión media.

● **Modelo 3:**

- ▶ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variables Exógenas:** Temperatura media, presión media y humedad relativa.

El análisis de la varianza de los tres modelos propuestos se muestra en la **Tabla 9.5**, siendo todos ellos significativos, ya que el  $p$ -Valor es menor de 0.05. Si nos fijamos en el valor de los residuos se observa que estos disminuyen al introducir las distintas variables exógenas, hecho que es indicativo de que el modelo resultante reproduce con una mayor exactitud la variación de la variable dependiente.

**Tabla 9.5.** ANOVA de los distintos modelo de predicción.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo 1</b>	33.723	13	2.594	11.660	0.000
<i>Residuos</i>	54.288	244	0.222		
<i>Total</i>	88.010	257			
<b>Modelo 2</b>	36.083	14	2.577	12.060	0.000
<i>Residuos</i>	51.927	243	0.214		
<i>Total</i>	88.010	257			
<b>Modelo 3</b>	39.142	15	2.609	12.920	0.000
<i>Residuos</i>	48.868	242	0.202		
<i>Total</i>	88.010	257			

Los resultados del test de significación para las variables exógenas, empleadas en los tres modelos, se muestra en la **Tabla 9.6**, página 344. De los resultados obtenidos se desprende que todas ellas son significativas. Con la introducción de todas estas variables hemos obtenido un modelo final, modelo 3, que explica el 44.47% de la variabilidad observada en el  $Ln(A_\alpha)$ , y posee un coeficiente de correlación igual a 0.6669.

**Tabla 9.6.** Test de significación para las variables exógenas incluidas en los modelos de predicción del índice de actividad alfa total.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	r <sup>2</sup>
<b>Modelo 1</b>						0.3832
<i>A<sub>Precip</sub></i>	27.390	7	3.913	17.060	0.000	
<i>V<sub>Dir</sub></i>	3.575	5	0.715	3.210	0.008	
<i>T<sub>Med</sub></i>	2.757	1	2.757	12.390	0.001	
<i>Residuos</i>	54.288	244	0.222			
<i>Total</i>	88.010	257				
<b>Modelo 2</b>						0.4100
<i>A<sub>Precip</sub></i>	27.390	7	3.913	17.730	0.000	
<i>V<sub>Dir</sub></i>	3.575	5	0.715	3.350	0.006	
<i>T<sub>Med</sub></i>	2.757	1	2.757	12.900	0.000	
<i>P<sub>Med</sub></i>	2.360	1	2.360	11.050	0.001	
<i>Residuos</i>	51.927	243	0.214			
<i>Total</i>	88.010	257				
<b>Modelo 3</b>						0.4447
<i>A<sub>Precip</sub></i>	27.390	7	3.913	18.720	0.000	
<i>V<sub>Dir</sub></i>	3.575	5	0.715	3.540	0.004	
<i>T<sub>Med</sub></i>	2.757	1	2.757	13.650	0.000	
<i>P<sub>Med</sub></i>	2.360	1	2.360	11.690	0.001	
<i>H<sub>Rel</sub></i>	3.059	1	3.059	15.150	0.000	
<i>Residuos</i>	48.868	242	0.202			
<i>Total</i>	88.010	257				

La ecuación para el **modelo 3** viene dada por la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 \ln(A_\alpha) = & -(37.3 \pm 0.8) - (0.47 \pm 0.03) * I_1(1) - (0.13 \pm 0.01) * I_1(2) - \dots \\
 & \dots - (0.17 \pm 0.01) * I_1(3) - (0.028 \pm 0.009) * I_1(4) + (0.11 \pm 0.01) * I_1(5) + \dots \\
 & \dots + (0.15 \pm 0.08) * I_1(6) + (0.32 \pm 0.08) * I_1(7) + (0.12 \pm 0.04) * I_2(1) + \dots \\
 & \dots + (0.16 \pm 0.01) * I_2(2) - (0.015 \pm 0.001) * I_2(3) + (0.0057 \pm 0.0001) * I_2(4) - \dots \\
 & \dots - (0.099 \pm 0.006) * I_2(5) + (0.012 \pm 0.006) * T_{Med} + \dots \\
 & \dots + (0.031 \pm 0.009) * P_{Med} - (0.009 \pm 0.0009) * H_{Rel}
 \end{aligned}$$



donde:

$I_1(1) = 1$  si  $A_{Precip.} = 1$ ,  $I_1(1) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(2) = 1$  si  $A_{Precip.} = 2$ ,  $I_1(2) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(3) = 1$  si  $A_{Precip.} = 3$ ,  $I_1(3) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(4) = 1$  si  $A_{Precip.} = 4$ ,  $I_1(4) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(5) = 1$  si  $A_{Precip.} = 5$ ,  $I_1(5) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(6) = 1$  si  $A_{Precip.} = 6$ ,  $I_1(6) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(7) = 1$  si  $A_{Precip.} = 7$ ,  $I_1(7) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(1) = 1$  si  $V_{Dir.} = 2$ ,  $I_2(1) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(2) = 1$  si  $V_{Dir.} = 4$ ,  $I_2(2) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(3) = 1$  si  $V_{Dir.} = 5$ ,  $I_2(3) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(4) = 1$  si  $V_{Dir.} = 6$ ,  $I_2(4) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(5) = 1$  si  $V_{Dir.} = 7$ ,  $I_2(5) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$T_{Med}$ , es la temperatura media del período de muestreo, expresada en °C.

$P_{Med}$ , es la presión media del período de muestreo, expresada en mBar.

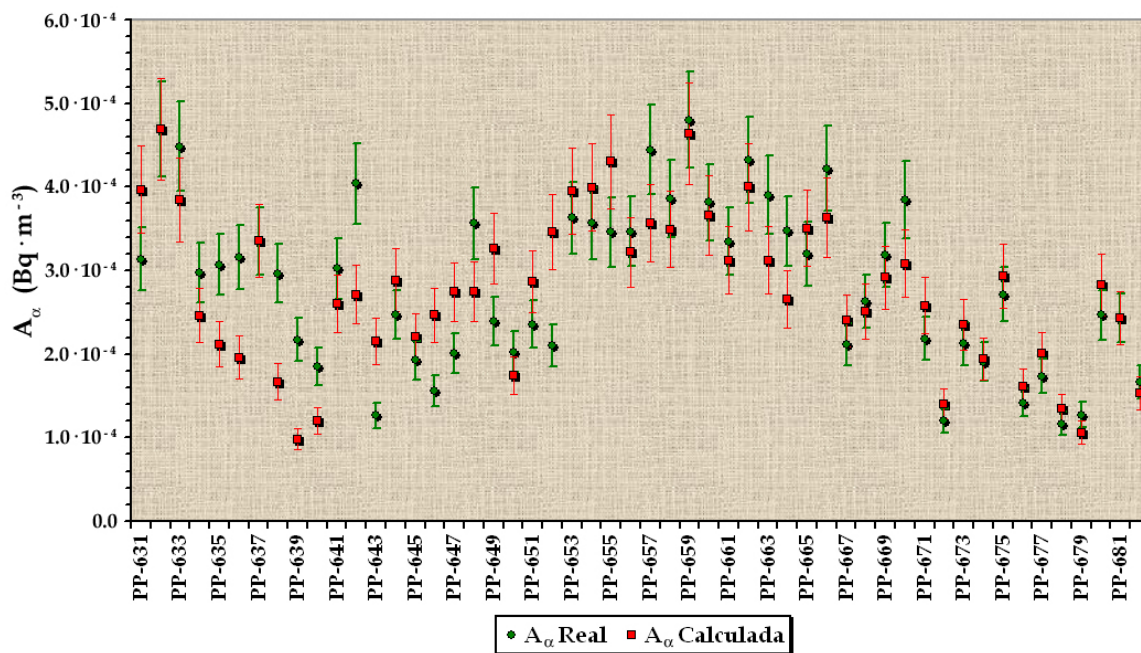
$H_{Rel}$ , es la humedad relativa media del período de muestreo, expresada en %.

Si consideramos los coeficientes que acompañan a las variables meteorológicas introducidas podemos extraer las siguientes conclusiones:

- El coeficiente de la **presión media** y el de la **temperatura media** son positivos, ya que valores altos de estas variables están asociados a condiciones meteorológicas estables, lo que origina una menor dispersión de los aerosoles, y por tanto, el índice de actividad alfa total medido será mayor.
- La **humedad relativa** posee un coeficiente negativo, es decir, valores altos de humedad relativa conllevan un descenso en la actividad alfa medida, ya que valores elevados favorecen los procesos de nucleación de los aerosoles, lo que origina un aumento de su tamaño, facilitando y acelerando los procesos de deposición [Shettle and Fenn, 1979, Yu et al., 1999, Yu et al., 2000 y Vergaz, 2001], y por tanto, se produce su arrastre, disminuyendo la cantidad de ellos presentes en el aire. Por otro lado, debemos considerar que valores elevados de la humedad relativa dificultan los procesos de exhalación del radón y del torón lo que reduce las concentraciones de sus descendientes en el aire.

A continuación, evaluaremos la capacidad predictiva del modelo, y para ello, consideraremos los valores del índice de actividad alfa total registrados a lo largo del año 2005, así como, los valores de las variables meteorológicas obtenidos durante ese mismo año.

En primer lugar, introduciremos los valores registrados, durante el año 2005, de las variables meteorológicas<sup>16</sup> temperatura media, presión media, ausencia de precipitaciones, humedad relativa y velocidad del viento en la ecuación del modelo 3, obteniendo los correspondientes valores pronosticados del índice de actividad alfa total para cada una de las muestras recogidas en dicho año, que denotaremos como *actividad alfa calculada*. Una vez obtenidos estos valores, los hemos representado en la **Figura 9.1** junto con los valores reales medidos en cada una de las muestras recogidas<sup>17</sup>.



**Figura 9.1.** Valores de la actividad alfa calculados y valores reales.

<sup>16</sup>Esta variables, al igual que las del período 2000-2004, fueron medidas en la estación meteorológica de la *Base Aérea de Armilla*, dependiente del *Instituto Nacional de Meteorología*, y que está situada a unos 4 Km, en línea recta, de nuestro punto de muestreo de aerosoles.

<sup>17</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

Para justificar las diferencias observadas entre los valores reales y los calculados debemos considerar que el año 2005, ha sido un año especialmente seco, en el que sólo se han registrado 180.3 mm de lluvia, representando este valor el 47.1 % del valor medio de las precipitaciones obtenidas en el período 2000–2004. Es por ello, que en la **Tabla 9.7**, página 347, hemos recogido los valores medios mensuales correspondientes al año 2005 y al período 2000 – 2004, de las variables meteorológicas empleadas en la obtención del modelo de predicción.

Los datos recogidos en esta tabla muestran diferencias notables entre los valores de las precipitaciones y los días con ausencia de lluvias, mientras que para el resto de las variables meteorológicas los valores son similares. En el caso de la humedad relativa se observa que los valores registrados para el año 2005 en los meses de enero, febrero, mayo, junio y agosto presentan diferencias notables con los valores medios del período 2000-2004.

**Tabla 9.7.** Valores medios de las variables meteorológicas empleadas en la obtención del modelo de predicción y las registradas en el año 2005.

	<b>Variables Meteorológicas</b>					
	<b>LL (mm)</b>		<b>A<sub>Precip</sub> (Días)</b>		<b>H<sub>Rel</sub> (%)</b>	
	<i>Modelo</i>	<i>Año 2005</i>	<i>Modelo</i>	<i>Año 2005</i>	<i>Modelo</i>	<i>Año 2005</i>
<b>Enero</b>	42.3	0.0	25	35	70.5	55.4
<b>Febrero</b>	27.0	42.1	22	20	64.2	60.2
<b>Marzo</b>	52.7	22.9	20	20	56.1	58.1
<b>Abril</b>	45.9	3.7	18	25	49.9	46.8
<b>Mayo</b>	52.2	9.6	21	30	56.4	39.8
<b>Junio</b>	3.0	2.1	26	27	45.0	35.0
<b>Julio</b>	0.0	0.0	31	35	38.7	35.7
<b>Agosto</b>	1.1	1.5	29	26	44.0	36.3
<b>Septiembre</b>	19.9	18.5	29	25	52.1	43.9
<b>Octubre</b>	41.9	37.8	20	25	65.3	58.4
<b>Noviembre</b>	52.9	22.9	20	21	72.6	67.4
<b>Diciembre</b>	43.9	19.2	19	24	70.6	77.0
<b>Valor Medio</b>	382.9	180.3	279	313	57.1	51.2

*Continúa en la página siguiente*

**Tabla 9.7.** Valores medios de las variables meteorológicas empleadas en la obtención del modelo de predicción y las registradas en el año 2005 (Continuación).

	Variables Meteorológicas					
	$T_{Med}$ (°C)		$P_{Med}$ (mBar)		$V_{Dir}$ (°)	
	Modelo	Año 2005	Modelo	Año 2005	Modelo	Año 2005
<b>Enero</b>	7.5	5.8	941.6	945.1	207.6	221.4
<b>Febrero</b>	9.3	5.3	942.3	936.7	232.6	248.9
<b>Marzo</b>	12.0	11.3	938.5	937.8	226.5	218.9
<b>Abril</b>	12.7	14.1	932.3	936.9	237.0	260.4
<b>Mayo</b>	16.6	19.6	936.7	937.4	243.0	236.0
<b>Junio</b>	23.8	25.1	938.3	938.1	226.6	206.5
<b>Julio</b>	25.8	26.7	937.8	937.4	250.1	236.6
<b>Agosto</b>	25.9	26.3	938.1	938.1	244.8	236.1
<b>Septiembre</b>	21.9	21.4	938.5	938.8	235.0	236.4
<b>Octubre</b>	16.9	17.6	938.4	939.3	238.7	246.7
<b>Noviembre</b>	10.5	9.6	937.7	937.5	235.7	224.6
<b>Diciembre</b>	8.2	7.4	939.6	939.2	211.3	202.0
<b>Valor Medio</b>	15.9	15.9	938.6	938.5	232.4	231.2

Los valores de **LL** y  $A_{P_{recip}}$  corresponden a la suma mensual.

Por tanto, atendiendo a la **Figura 9.1**, página 346 y a los valores que figuran en la **Tabla 9.7**, página 347, podemos extraer las siguientes conclusiones:

- Los valores registrados entre el PP-633 a PP-643, correspondientes al período 15/01/05 a 30/03/05, son mayores a los obtenidos por el modelo de predicción, ya que en este período las precipitaciones fueron sensiblemente inferiores a las registradas en el período 2000 – 2004, y por tanto, el efecto de lavado que ejercen las lluvias ha sido menos acusado, de aquí que las actividades registradas sean mayores que las obtenidas por el modelo de predicción.
- En los meses de abril y mayo, PP-644 a PP-652, las actividades calculadas por el modelo son superiores a los valores reales, debido a que en estos meses los días de ausencia de lluvias del año 2005 son significativamente más elevados que los registrados durante el período de modelización, y por tanto, el modelo tiende a sobreestimar los valores.
- En el segundo semestre del año 2005, PP-657 a PP-682, el modelo reproduce considerablemente bien el comportamiento del índice de actividad alfa total,

ya que los valores de las variables meteorológicas correspondientes al segundo semestre de 2005 son los usuales de las estaciones de otoño e invierno.

- Por último, si consideramos las precipitaciones registradas en el primer semestre y las registradas en el segundo semestres, observamos que:
  - ▶ En el primer semestre de 2005 se recogieron 80.4 mm, mientras que el valor medio de los cinco años es de 223.1 mm, y por tanto, sólo se recogieron el 36.0 % de las precipitaciones de un año normal, de aquí que el modelo de predicción no sea capaz de reproducir esta brusca variación.
  - ▶ En el segundo semestre de 2005 se recogieron 99.9 mm de lluvia, mientras que el valor medio del modelo es de 159.7 mm, representando el 62.6 % de la precipitación normal, y por tanto, al ser esta variación menor, la diferencia entre los valores reales y los calculados es menos acusada.

Al objeto de minimizar las diferencias observadas entre los valores reales de la actividad alfa y los pronosticados por el modelo general agruparemos los valores por estaciones meteorológicas y obtendremos sus correspondientes modelos de predicción, para, posteriormente, obtener los estadísticos que nos permitan determinar cuales de los modelos propuestos reproducen de forma más adecuada el comportamiento del índice de actividad alfa total.

### **Modelos ARL para el índice de actividad alfa total registrado en la estación de invierno**

En primer lugar, realizaremos el correspondiente test de significación al factor de efectos fijos ausencia de lluvias y al factor de efectos aleatorios dirección del viento, al objeto de determinar si los dos factores son significativos. Los resultados obtenidos para estos test se muestran en las **Tablas 9.8 y 9.9**, página 350, indicándonos que el factor de efectos aleatorios dirección del viento no es significativo, ya que su  $p - Valor$  es igual a 0.701, y por ello, para obtener el modelo de predicción de esta estación no consideraremos la variable dirección del viento como factor de efectos aleatorios. En el caso del factor de efectos fijos, ausencia de precipitaciones, el  $p - Valor$  es menor de 0.05, y por tanto, es significativo.

**Tabla 9.8.** Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de invierno.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	12.959	7	1.851	5.540	0.000
<b>Residuos</b>	18.713	56	0.334		
<b>Total</b>	31.672	63			

**Tabla 9.9.** Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de invierno.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	1.553	5	0.311	0.600	0.701
<b>Residuos</b>	30.118	58	0.519		
<b>Total</b>	31.672	63			

A continuación, bajos las premisas expuestas en el modelo general, hemos obtenido un modelo en el que sólo se ha introducido una variable exógena, ya que las otras variables meteorológicas estudiadas conducían a modelos no significativos. Este modelo posee las siguientes características:

- **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- **Variable Exógena:** Humedad relativa.

El análisis de la varianza del modelo propuesto se muestra en la **Tabla 9.10**, página 351, en donde se puede observar que dicho modelo es significativo, puesto que posee un  $p - Valor = 0.000$ .

Los resultados del test de significación figuran en la **Tabla 9.11**, página 351, y a partir de ellos se deduce que las dos variables consideradas son significativas, y que el modelo explica el 45.89% de la variabilidad observada en la variable dependiente.

Tabla 9.10. ANOVA del modelo de predicción propuesto para la estación de invierno.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo</b>	14.536	8	11.531	5.830	0.000
<i>Residuos</i>	17.136	55	0.312		
<i>Total</i>	31.672	63			

Tabla 9.11. Test de significación para las variables incluidas en el modelo propuesto para la estación de invierno.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	r <sup>2</sup>
<b>Modelo</b>						0.4589
<i>A<sub>Precip</sub></i>	12.959	7	1.851	5.940	0.000	
<i>H<sub>Rel</sub></i>	1.577	1	1.577	5.060	0.028	
<i>Residuos</i>	17.136	55	0.312			
<i>Total</i>	31.672	63				

La ecuación que describe la variabilidad del índice de actividad alfa total en la estación de invierno viene dada por la expresión:

$$\begin{aligned} \ln(A_\alpha) = & -(7.3 \pm 0.5) - (0.73 \pm 0.05) * I_1(1) - (0.47 \pm 0.02) * I_1(2) - \dots \\ & \dots - (0.24 \pm 0.04) * I_1(3) - (0.27 \pm 0.02) * I_1(4) + (0.09 \pm 0.01) * I_1(5) + \dots \\ & \dots + (0.08 \pm 0.01) * I_1(6) + (0.66 \pm 0.02) * I_1(7) - (0.018 \pm 0.008) * H_{Rel} \end{aligned}$$

donde:

$$I_1(1) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 1, I_1(1) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(2) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 2, I_1(2) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(3) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 3, I_1(3) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(4) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 4, I_1(4) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

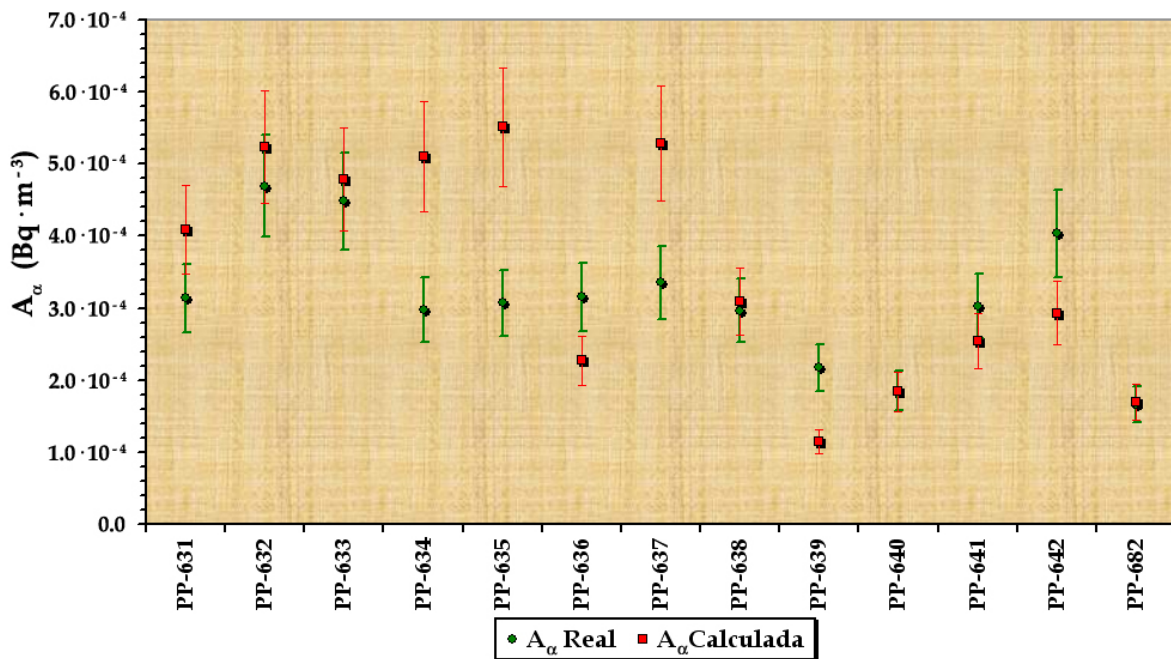
$$I_1(5) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 5, I_1(5) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(6) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 6, I_1(6) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$$I_1(7) = 1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 7, I_1(7) = -1 \text{ si } \mathbf{A}_{Precip.} = 8, \text{ en cualquier otro caso vale } 0.$$

$H_{Rel.}$ , es la humedad relativa media del período de muestreo, expresada en %.

Para establecer si existen diferencias entre los valores pronosticados por el modelo y los valores experimentales, introduciremos los valores de las variables meteorológicas suministrados por el INM<sup>18</sup> en la **ecuación** (9.2), obteniendo los correspondientes valores de la actividad alfa total pronosticados por el modelo, que junto con los valores reales medidos<sup>19</sup> representaremos en la **Figura 9.2**.



**Figura 9.2.** Representación de los valores de la actividad alfa determinados mediante el modelo de predicción de la estación de invierno y de los valores reales medidos.

Del análisis de la **Figura 9.2** podemos extraer las siguientes conclusiones:

- ▀ Las muestras recogidas en el mes de enero de 2005, PP-631 a PP-635, presentan valores inferiores a los pronosticados por el modelo, ya que los valores de la variable ausencia de precipitaciones son muy superiores a los del período de modelización, y por ello, el modelo sobreestima la actividad alfa total.
- ▀ En los filtros PP-636 a PP-639, correspondientes al mes de febrero, el compor-

<sup>18</sup>Instituto Nacional de Meteorología.

<sup>19</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.



tamiento del modelo es dispar, debido a que en la primera semana las variables meteorológicas toman valores análogos a los del período de modelización, mientras que las dos semanas siguientes, están caracterizadas por una ausencia total de lluvias y amplitudes térmicas pequeñas, ya que se registraron temperaturas máximas y mínimas insólitamente bajas para este mes, y finalmente, en la cuarta semana se recogieron abundantes precipitaciones, 34.0 mm. La suma de todos estos factores da lugar a que el modelo no reproduzca de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad alfa total en este mes.

- ▶ En los filtros correspondientes al mes de marzo, PP-640 a PP-642, los valores calculados mediante el modelo se encuentran muy próximos a los valores reales, ya que las condiciones meteorológicas registradas en marzo de 2005 son las usuales de este mes.
- ▶ Por último, en el filtro PP-682, recogido en la semana del 22/12/2005 a 30/12/2005, correspondiente al invierno de 2006, la actividad pronosticada y la real son totalmente coincidentes.

### Modelos ARL para el índice de actividad alfa total registrado en la estación de primavera

Para obtener el modelo que reproduce el comportamiento del índice de actividad alfa total en la estación de primavera, partiremos de las variables introducidas en el modelo general. De acuerdo con esto, estudiaremos si el factor de efectos aleatorios, dirección del viento, y el factor de efectos fijos, ausencia de precipitaciones, son significativos en esta estación, y para ello, realizaremos el correspondiente test de significación. Los resultados de estos test se muestran en las **Tablas 9.12** y **9.13**, página 354, indicándonos que el factor de efectos fijos no es significativo, ya que posee un  $p\text{-Valor} = 0.2338$ , mientras que el factor de efectos aleatorios dirección del viento sí lo es, puesto que su  $p\text{-Valor}$  es menor de 0.05.

**Tabla 9.12.** Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de primavera.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	1.986	6	0.331	1.390	0.2338
<b>Residuos</b>	13.558	57	0.238		
<b>Total</b>	15.545	63			

**Tabla 9.13.** Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de primavera.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	3.821	4	0.955	4.810	0.002
<b>Residuos</b>	11.723	59	0.199		
<b>Total</b>	15.545	63			

A continuación, estudiaremos las variables exógenas que son representativas para los modelos de predicción de esta estación, lo que nos ha permitido plantear los siguientes modelos:

- **Modelo 1:**

- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variable Exógena:** Temperatura media.

- **Modelo 2:**

- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variables Exógenas:** Temperatura media y ausencia de precipitaciones.

- **Modelo 3:**

- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variables Exógenas:** Temperatura media, ausencia de precipitaciones y velocidad del viento.

En la **Tabla 9.14**, página 355, se muestran los resultados obtenidos para el ANOVA de los tres modelos considerados, siendo todos ellos significativos, ya que su  $p - Valor$  es igual a 0.000.

Tabla 9.14. ANOVA de los modelo de predicción propuestos para la estación de primavera.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo 1</b>	5.123	5	1.025	5.700	0.000
Residuos	10.421	58	0.180		
Total	15.545	63			
<b>Modelo 2</b>	6.190	6	1.038	6.290	0.000
Residuos	9.354	57	0.164		
Total	15.545	63			
<b>Modelo 3</b>	7.053	7	1.008	6.650	0.000
Residuos	8.491	56	0.152		
Total	15.545	63			

El estudio de la significación de las variables explicativas introducidas en los modelo, **Tabla 9.15**, página 356, nos indica que todas las variables son significativas, habiendo obtenido para el último un  $r^2$  de 0.4537, explicando el 45.37 % de la variabilidad observada en la variable dependiente,  $Ln(A_\alpha)$ . La ecuación que describe este último modelo viene dada por la expresión:

$$\begin{aligned}
 Ln(A_\alpha) = & -(8.1 \pm 0.4) + (0.47 \pm 0.01) * I_1(1) - (0.15 \pm 0.09 * I_1)(2) + \dots \\
 & \dots + (0.13 \pm 0.01) * I_1(3) - (0.23 \pm 0.01) * I_1(4) + (0.013 \pm 0.002) * T_{Med} + \dots \\
 & \dots + (0,11 \pm 0.04) * A_{Precip} - (0,03 \pm 0.01) * V_{Vel}
 \end{aligned} \quad (9.2)$$

donde:

$I_1(1) = 1$  si  $V_{Dir.} = 4$ ,  $I_1(1) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(2) = 1$  si  $V_{Dir.} = 5$ ,  $I_1(2) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(3) = 1$  si  $V_{Dir.} = 6$ ,  $I_1(3) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(4) = 1$  si  $V_{Dir.} = 7$ ,  $I_1(4) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$T_{Med}$ , es la temperatura media del período de muestreo, expresada en °C.

$A_{Precip}$ , es la suma de los días sin precipitaciones en el período de muestreo, expresada en días.

$V_{Vel}$ , es la velocidad media del viento en el período de muestreo, expresada en Km/h.

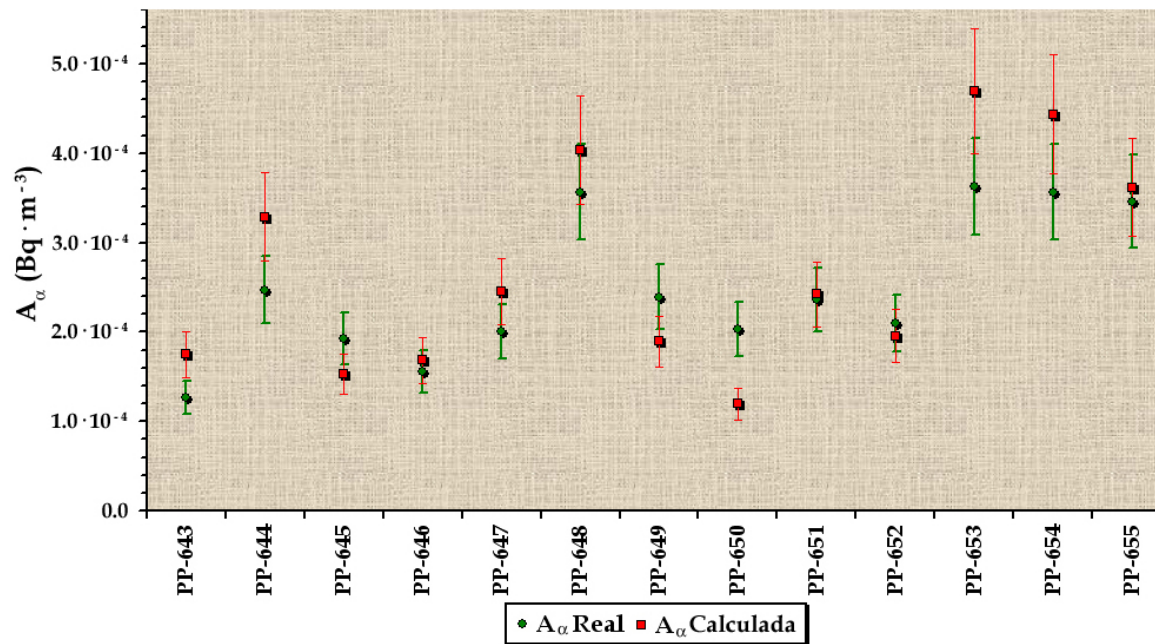
**Tabla 9.15.** Test de significación de las distintas variables exógenas incluidas en los tres modelos propuestos para la estación de invierno.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	$r^2$
<b>Modelo 1</b>						0.3296
$V_{Dir}$	3.821	4	0.955	5.320	0.001	
$T_{Med}$	1.302	1	1.302	7.250	0.009	
<i>Residuos</i>	10.421	58	0.180			
<i>Total</i>	15.545	63				
<b>Modelo 2</b>						0.3983
$V_{Dir}$	3.821	4	0.955	5.820	0.001	
$T_{Med}$	1.302	1	1.302	7.930	0.007	
$A_{Precip}$	1.068	1	1.068	6.510	0.014	
<i>Residuos</i>	9.354	57	0.164			
<i>Total</i>	15.545	63				
<b>Modelo 3</b>						0.4537
$V_{Dir}$	3.821	4	0.955	6.300	0.000	
$T_{Med}$	1.302	1	1.302	8.590	0.005	
$A_{Precip}$	1.068	1	1.068	7.040	0.010	
$V_{Vel}$	0.862	1	0.862	5.690	0.021	
<i>Residuos</i>	8.491	56	0.152			
<i>Total</i>	15.545	63				

Los coeficientes que acompañan a las variables meteorológicas de la **ecuación** (9.2) nos permiten realizar las siguientes consideraciones:

- Valores elevados de la temperatura media y de la ausencia de precipitaciones se traducen en un aumento en el índice de actividad alfa total, ya que estos valores están ligados a condiciones meteorológicas estables lo que dificulta la dispersión de los aerosoles y favorecen los procesos de exhalación del radón y del torón.
- El coeficiente que acompaña a la velocidad del viento es negativo, ya que el viento es responsable de la dispersión horizontal de los aerosoles, y por tanto, a mayor velocidad mayor dispersión, lo que provoca un descenso en la actividad alfa medida.

Si introducimos los valores de las variables meteorológicas registradas en la primavera de 2005 en la **ecuación** (9.2) obtendremos los valores del índice de actividad alfa total pronosticados por el modelo, que al representarlos junto a los valores reales nos permite obtener la **Figura 9.3**, en la que se puede apreciar las diferencias entre los valores reales<sup>20</sup> y los calculados. Al observar dicha figura podemos concluir que el modelo reproduce razonablemente bien los valores del índice de actividad alfa total, ya que de los 13 filtros recogidos en esta estación, 12 de ellos solapan con los valores calculados por el modelo.



**Figura 9.3.** Valores de la actividad alfa total determinados mediante el modelo de predicción de la estación de primavera y valores reales medidos.

### Modelos ARL para el índice de actividad alfa total registrado en la estación de verano

Al igual que hemos hecho en las dos estaciones anteriores, comenzaremos por determinar si los factores de efectos fijos y aleatorios son significativos para esta estación, planteando los correspondiente test de significación. Los resultados obtenidos para estos test se muestran en las **Tablas 9.16** y **9.17**, página 358, indicándonos que el factor de efectos fijos no es significativo, mientras que el factor de efectos aleatorios, dirección del viento, sí lo es, con un  $p - Valor = 0.032$ .

<sup>20</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

**Tabla 9.16.** Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de verano.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	0.159	5	0.0318	0.270	0.927
<b>Residuos</b>	7.032	60	0.117		
<b>Total</b>	7.191	65			

**Tabla 9.17.** Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de verano.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	0.819	4	0.205	2.070	0.032
<b>Residuos</b>	6.372	61	0.099		
<b>Total</b>	7.191	65			

A continuación, estudiaremos las variables meteorológicas que son representativas para esta estación y obtendremos los correspondientes modelos. El estudio de estas variables nos ha permitido plantear los siguientes modelos:

● **Modelo 1:**

- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variable Exógena:** Temperatura mínima.

● **Modelo 2:**

- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variables Exógenas:** Temperatura mínima y presión máxima.

● **Modelo 3:**

- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variabes Exógenas:** Temperatura mínima, presión máxima y humedad relativa.

En la **Tabla 9.18**, página 360, se muestran los resultados obtenidos para el ANOVA de los tres modelos propuestos, siendo todos ellos significativos.

El estudio de la significación de las variables explicativas introducidas en los modelo se muestra en la **Tabla 9.19**, página 360, indicándonos que todas ellas son significativas, habiendo obtenido para el **modelo 3** un  $r^2$  de 0.3920, es decir, el modelo propuesto explica el 39.20% de la variabilidad observada en la variable dependiente,  $Ln(A_\alpha)$ .

La expresión que describe la variabilidad del índice de actividad alfa total en la estación de verano vendrá dada por la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}
 Ln(A_\alpha) = & -(41 \pm 4) + (0.010 \pm 0.008) * I_1(1) - (0.02 \pm 0.09 * I_1)(2) + \dots \\
 \dots + & (0.24 \pm 0.02) * I_1(3) - (0.16 \pm 0.07) * I_1(4) + (0.033 \pm 0.002) * T_{Min} + \dots \\
 \dots + & (0,036 \pm 0.003) * P_{Max} - (0,012 \pm 0.004) * H_{Rel}
 \end{aligned} \tag{9.3}$$

donde:

$I_1(1) = 1$  si  $V_{Dir.} = 4$ ,  $I_1(1) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(2) = 1$  si  $V_{Dir.} = 5$ ,  $I_1(2) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(3) = 1$  si  $V_{Dir.} = 6$ ,  $I_1(3) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(4) = 1$  si  $V_{Dir.} = 7$ ,  $I_1(4) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$T_{Min}$ , es la temperatura media mínima del período de muestreo, expresada en °C.

$P_{Max}$ , es la presión media máxima del período de muestreo, expresada en mBar.

$H_{Rel}$ , es humedad relativa media del período de muestreo, expresada en %.

Tabla 9.18. ANOVA de los modelos de predicción propuestos para la estación de verano.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo 1</b>	1.529	5	0.306	3.240	0.012
<i>Residuos</i>	5.662	60	0.094		
<i>Total</i>	7.191	65			
<b>Modelo 2</b>	1.947	6	0.324	3.650	0.004
<i>Residuos</i>	5.243	59	0.089		
<i>Total</i>	7.191	65			
<b>Modelo 3</b>	2.819	7	0.403	5.340	0.000
<i>Residuos</i>	4.372	58	0.075		
<i>Total</i>	7.191	65			

Tabla 9.19. Test de significación de las distintas variables exógenas incluidas en los tres modelos propuestos para la estación de verano.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	r <sup>2</sup>
<b>Modelo 1</b>						0.2126
<i>V<sub>Dir</sub></i>	0.819	4	0.205	2.170	0.028	
<i>T<sub>Min</sub></i>	0.710	1	0.710	7.520	0.008	
<i>Residuos</i>	5.662	60	0.094			
<i>Total</i>	7.191	65				
<b>Modelo 2</b>						0.2708
<i>V<sub>Dir</sub></i>	0.819	4	0.205	2.300	0.016	
<i>T<sub>Min</sub></i>	0.710	1	0.710	7.990	0.006	
<i>P<sub>Max</sub></i>	0.418	1	0.418	4.710	0.034	
<i>Residuos</i>	5.243	59	0.089			
<i>Total</i>	7.191	65				
<b>Modelo 3</b>						0.3920
<i>V<sub>Dir</sub></i>	0.819	4	0.205	2.720	0.009	
<i>T<sub>Min</sub></i>	0.710	1	0.710	9.420	0.003	
<i>P<sub>Max</sub></i>	0.418	1	0.418	5.550	0.022	
<i>H<sub>Rel</sub></i>	0.871	1	0.871	11.560	0.001	
<i>Residuos</i>	4.372	58	0.075			
<i>Total</i>	7.191	65				



Los coeficientes que acompañan a las variables meteorológicas introducidas en el modelo nos permiten extraer las siguientes conclusiones:

- ▶ El coeficiente que acompaña a la *temperatura mínima media* es positivo, ya que temperaturas mínimas altas implican amplitudes térmicas bajas, y por tanto, se dificulta la dispersión vertical de los aerosoles, favoreciendo la concentración de aerosoles, hecho que se traduce en un aumento del índice de actividad alfa total. Por otra parte, altas temperaturas mínimas conllevan un aumento más acusado y mantenido de la temperatura del suelo, lo que potencia la exhalación del radón y del torón [IaKovleva and Ryzhakova, 2003].
- ▶ En el caso de la *presión media máxima* el coeficiente es positivo, ya que valores altos de la presión máxima están asociados a situaciones anticiclónicas, y por tanto, a condiciones meteorológicas estables. También debemos considerar que altos valores de la presión atmosférica favorecen la formación y el aumento de tamaño de los aerosoles [Minoura and Takekawa, 2005].
- ▶ Por último, el coeficiente asociado a la *humedad relativa* es negativo, ya que valores elevados de la humedad relativa favorecen los procesos de nucleación de los aerosoles y dificultan la exhalación de los descendientes gaseosos del  $^{222}\text{Rn}$ .

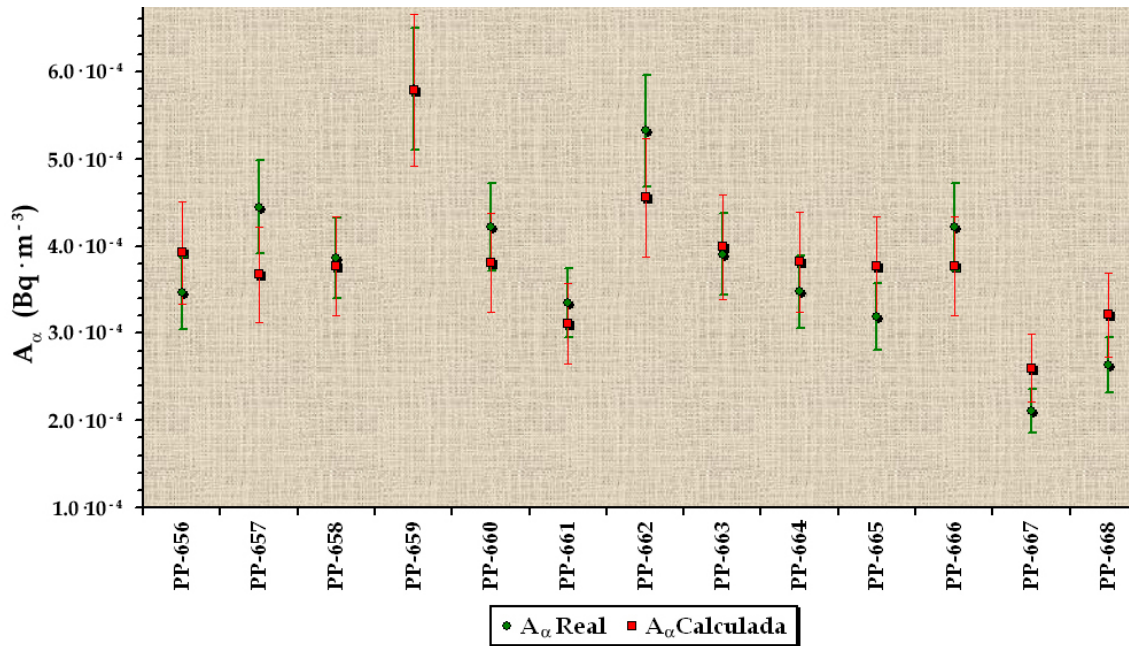
Si introducimos en el modelo de predicción obtenido para la estación de verano los valores registrados para las variables meteorológicas en el verano de 2005, obtendremos los correspondientes valores pronosticados del índice de actividad alfa total, que representaremos en la **Figura 9.4**, página 362, junto con los valores reales medidos<sup>21</sup>. En esta figura podemos observar que los valores reales y calculados están muy próximos, y por tanto, el modelo reproduce con exactitud el comportamiento del índice de actividad alfa total en la estación de verano.

### Modelos ARL para el índice de actividad alfa total registrado en la estación de otoño

En este apartado obtendremos el modelo de predicción que reproduce la variación del índice de actividad alfa total en la estación de otoño, determinando, en primer lugar, si son significativos el factor de efectos fijos y el factor de efectos aleatorios, y para ello, plantearemos los correspondientes test de significación.

---

<sup>21</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.



**Figura 9.4.** Valores de la actividad alfa determinados mediante el modelo de predicción de la estación de verano y valores reales medidos.

Los resultados de los test de significación se muestran en las **Tablas 9.20 y 9.21**, página 362, indicándonos que el factor de efectos fijos, ausencia de precipitaciones, no es significativo, debido a que su  $p$  – Valor es igual a 0.113. En el caso del factor de efectos aleatorios, dirección del viento, el valor del  $p$  – Valor es menor 0.05, y por tanto, este efecto es significativo en la estación de otoño.

**Tabla 9.20.** Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de otoño.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	4.410	7	0.630	1.510	0.113
<b>Residuos</b>	12.093	56	0.416		
<b>Total</b>	16.502	63			

**Tabla 9.21.** Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de otoño.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	2.306	4	0.577	2.700	0.041
<b>Residuos</b>	14.196	59	0.214		
<b>Total</b>	16.502	63			

Una vez que hemos establecido que la dirección del viento es un factor significativo, estudiaremos las variables explicativas que introduciremos en el modelo de predicción de esta estación. Este estudio nos ha permitido plantear los siguientes modelos:

● **Modelo 1:**

- **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- **Variable Exógena:** Temperatura media.

● **Modelo 2:**

- **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- **Variables Exógenas:** Temperatura media y presión media.

● **Modelo 3:**

- **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- **Variables Exógenas:** Temperatura media, presión media y ausencia de precipitaciones.

● **Modelo 4:**

- **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- **Variables Exógenas:** Temperatura media, presión media, ausencia de precipitaciones y velocidad del viento.

En la **Tabla 9.22** se muestran los resultados obtenidos para el análisis de la varianza, ANOVA, de los cuatro modelos propuestos. Los resultados de estos análisis nos permiten afirmar que todos ellos son significativos.

**Tabla 9.22.** ANOVA de los modelos de predicción propuestos para la estación de otoño.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo 1</b>	6.360	5	1.272	7.270	0.012
<i>Residuos</i>	10.142	58	0.175		
<i>Total</i>	16.502	63			
<b>Modelo 2</b>	7.826	6	1.304	8.570	0.000
<i>Residuos</i>	8.676	57	0.152		
<i>Total</i>	16.502	63			
<b>Modelo 3</b>	8.623	7	1.232	8.760	0.000
<i>Residuos</i>	7.879	56	0.141		
<i>Total</i>	16.502	63			
<b>Modelo 4</b>	9.190	8	1.149	8.640	0.000
<i>Residuos</i>	7.312	56	0.133		
<i>Total</i>	16.502	63			

El estudio de la significación de las variables explicativas introducidas en los modelos se muestra en la **Tabla 9.23**, página 365. Todas las variables meteorológicas introducidas en los distintos modelos planteados son significativas, habiéndose obtenido para el **modelo 4** un  $r^2$  de 0.5569, es decir, el modelo propuesto explica el 55.69% de la variabilidad observada en la variable dependiente,  $\ln(A_\alpha)$ . La ecuación que describe el modelo viene dada por la expresión:

$$\begin{aligned} \ln(A_\alpha) = & -(21 \pm 2) + (0.13 \pm 0.09) * I_1(1) + (0.08 \pm 0.01 * I_1)(2) - \dots \\ & \dots - (0.13 \pm 0.02) * I_1(3) - (0.16 \pm 0.08) * I_1(4) + (0.06 \pm 0.01) * T_{Med} + \dots \\ & \dots + (0,012 \pm 0.002) * P_{Med} + (0,07 \pm 0.02) * A_{Precip} - (0,020 \pm 0.009) * V_{Vel} \end{aligned} \quad (9.4)$$

donde:

$I_1(1) = 1$  si  $V_{Dir.} = 4$ ,  $I_1(1) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(2) = 1$  si  $V_{Dir.} = 5$ ,  $I_1(2) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(3) = 1$  si  $V_{Dir.} = 6$ ,  $I_1(3) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(4) = 1$  si  $V_{Dir.} = 7$ ,  $I_1(4) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$T_{Med}$ , es la temperatura media del período de muestreo, expresada en °C.

$P_{Med}$ , es la presión media del período de muestreo, expresada en mBar.

$A_{Precip}$ , es el número de días sin precipitaciones durante el período de muestreo.

$V_{Vel}$ , es la velocidad media del viento en el período de muestreo, expresada en Km/h.

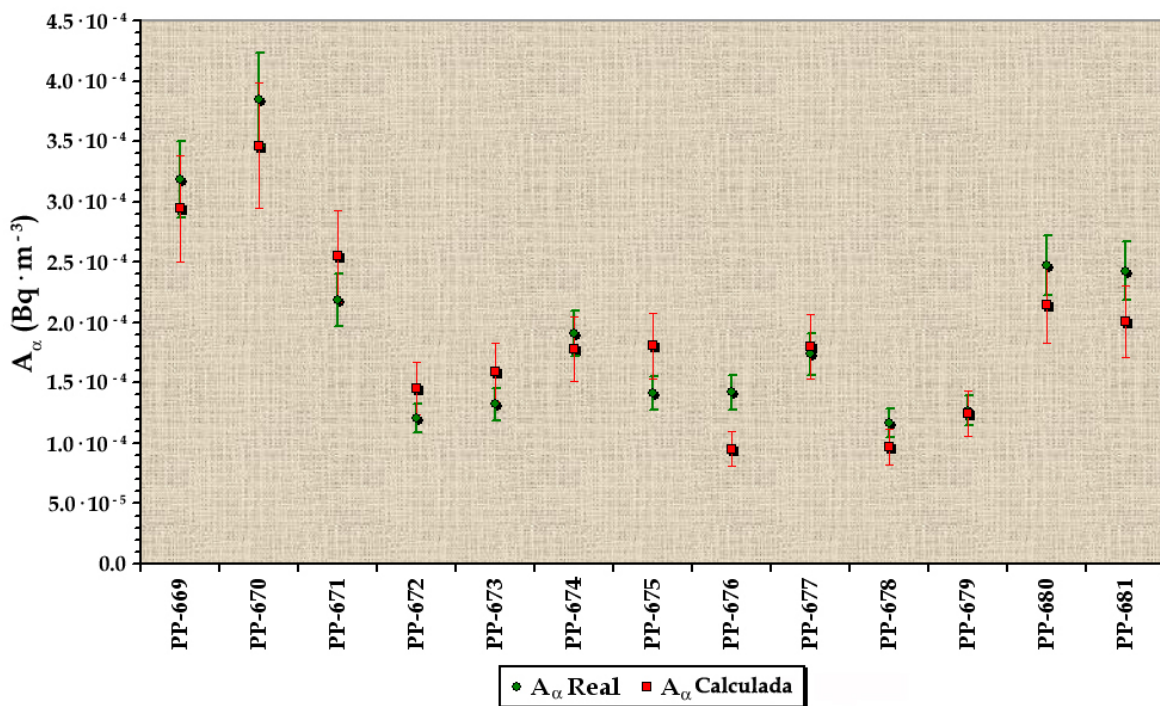
**Tabla 9.23.** Test de significación de las distintas variables exógenas incluidas en los cuatro modelos propuestos para la estación de otoño.

		Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	$r^2$
<b>Modelo 1</b>							0.3854
	$V_{Dir}$	2.306	4	0.577	3.300	0.017	
	$T_{Med}$	4.054	1	4.054	23.180	0.000	
	<i>Residuos</i>	10.142	58	0.175			
	<i>Total</i>	16.502	63				
<b>Modelo 2</b>							0.4742
	$V_{Dir}$	2.306	4	0.577	3.790	0.008	
	$T_{Med}$	4.054	1	4.054	26.630	0.000	
	$P_{Med}$	1.465	1	1.465	9.630	0.003	
	<i>Residuos</i>	8.676	57	0.1522			
	<i>Total</i>	16.502	63				
<b>Modelo 3</b>							0.5226
	$V_{Dir}$	2.306	4	0.577	4.100	0.006	
	$T_{Med}$	4.054	1	4.054	28.810	0.000	
	$P_{Med}$	1.465	1	1.465	10.420	0.002	
	$A_{Precip}$	0.798	1	0.798	5.670	0.021	
	<i>Residuos</i>	7.312	55	0.133			
	<i>Total</i>	16.502	63				
<b>Modelo 4</b>							0.5569
	$V_{Dir}$	2.306	4	0.577	4.340	0.004	
	$T_{Med}$	4.054	1	4.054	30.490	0.000	
	$P_{Med}$	1.465	1	1.465	11.020	0.001	
	$A_{Precip}$	0.798	1	0.798	6.000	0.017	
	$V_{Vel}$	0.567	1	0.567	4.260	0.041	
	<i>Residuos</i>	0.798	56	0.141			
	<i>Total</i>	16.502	63				

Los coeficientes que acompañan a las variables *temperatura media*, *presión media*, *ausencia de precipitaciones* son positivos, ya que todos ellos están asociados a situaciones meteorológicas estables. En el caso de la *velocidad del viento* el coeficiente es negativo, ya

que el viento favorece la dispersión de los aerosoles, y por tanto, disminuye el índice de actividad alfa total.

Si introducimos las variables meteorológicas registradas en el otoño de 2005 en la **ecuación** (9.4), obtendremos los correspondientes valores pronosticados del índice de actividad alfa total, que representaremos junto a los valores reales<sup>22</sup> en la **Figura 9.5**. En ella, se observa que de los 13 filtros medidos en la estación de otoño, sólo en el filtro PP-676, el valor calculado y el real no son coincidentes, mientras que para el resto de las muestras el modelo de predicción reproduce adecuadamente los valores del índice de actividad alfa total en la estación de otoño.



**Figura 9.5.** Valores de la actividad alfa determinados mediante el modelo de predicción de la estación de verano y valores reales medidos.

<sup>22</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

### 9.2.2. Validación de los modelos ARL obtenidos para el índice de actividad alfa total

La validación de los modelos de predicción nos ofrece una verificación objetiva de la concordancia entre el comportamiento predicho por el modelo y el observado experimentalmente, es decir, determinamos el grado de confianza que podremos otorgar a las predicciones dadas por el modelo, ya que nos permite verificar que las diferencias entre las observaciones experimentales del sistema real y los valores pronosticados son aceptables, y por otro lado, podemos seleccionar entre los distintos modelos propuestos cual de ellos proporciona las mejores predicciones.

La evaluación de los modelos obtenidos para el índice de actividad alfa total la realizaremos comparando los valores reales medidos con los valores calculados por el modelo, y para ello, el conjunto de observaciones experimentales utilizadas para validar el modelo deberán ser independientes de las empleadas en su obtención.

Para realizar la evaluación estadística de cada uno de los modelos de predicción desarrollados emplearemos como estadístico de comparación el **error cuadrático medio**, el **error absoluto medio**, **error absoluto medio normalizado**, el **sesgo**, y, por último, determinaremos dos índices: el **índice de ajuste** y la **eficiencia del modelado**. Todos estos parámetros han sido ampliamente empleados por numerosos investigadores en la medida de la bondad del ajuste de los modelos de predicción [Yang and Hodler, 2000, Arbat Pujolrás, 2005, Torres et al., 2005 y Pérez-Roa et al., 2006].

El **error cuadrático medio**, **RMSE**<sup>23</sup>, nos proporciona la medida de las diferencias en promedio entre los valores pronosticados por el modelo y los observados experimentalmente, es decir, nos da información sobre la precisión del modelo [Pielke, 2002]. Este estadístico viene dado por la expresión:

$$RMSE = \sqrt{\sum_{i=1}^N \frac{(P_i - O_i)^2}{N}} \quad (9.5)$$

donde:

$P_i$ , es el valor  $i$  pronosticado por el modelo.

$O_i$ , es el valor  $i$  observado experimentalmente.

$N$ , es el número de valores considerados.

---

<sup>23</sup>Del inglés *Root Mean Square Error*.

Otro estadístico que nos proporciona una información similar al *RMSE* es el **error absoluto medio**, *MAE*<sup>24</sup>, definido como [Alapaty et al., 2001]:

$$MAE = \sum_{i=1}^N \frac{|P_i - O_i|}{N} \quad (9.6)$$

donde:

$P_i$ , es el valor  $i$  pronosticado por el modelo.

$O_i$ , es el valor  $i$  observado experimentalmente.

$N$ , es el número de valores considerados.

El *RMSE* y el *MAE* son indicadores del error acumulado en las simulaciones y no tienen en cuenta si el error es por exceso o por defecto.

Para tener en cuenta el peso del error respecto al valor de la variable medida se normaliza el error absoluto, obteniendo el **error absoluto medio normalizado**, *NMAE*<sup>25</sup>, que viene dado por la siguiente expresión [Alapaty et al., 2001]:

$$NMAE = \frac{\sum_{i=1}^N \left[ \frac{|P_i - O_i|}{O_i} \right]}{N} \quad (9.7)$$

donde:

$P_i$ , es el valor  $i$  pronosticado por el modelo.

$O_i$ , es el valor  $i$  observado experimentalmente.

$N$ , es el número de valores considerados.

El sesgo (**BIAS**) nos proporciona información sobre la tendencia del modelo a sobrestimar o subestimar una variable, es decir, nos cuantifica el error sistemático del modelo. **Tedeschi Orlando, 2006**, calcula este estadístico empleando la siguiente ecuación:

$$BIAS = \sum_{i=1}^N \frac{(O_i - P_i)}{N} \quad (9.8)$$

donde:

---

<sup>24</sup>Del inglés *Mean Absolute Error*.

<sup>25</sup>Del inglés *Normalized Mean Absolute Error*.



$P_i$ , es el valor  $i$  pronosticado por el modelo.

$O_i$ , es el valor  $i$  observado experimentalmente.

$N$ , es el número de valores considerados.

Completando la información que aportan estos estadísticos calcularemos el **índice de ajuste** y la **eficiencia de modelado**, ya que mediante ellos determinamos el comportamiento del modelo al comparar los resultados con las observaciones. Según **Pielke, 2002**, el modelo planteado será aceptable cuando el valor del índice de ajuste sea  $\geq 0.850$ .

El **índice de ajuste**,  $IOA^{26}$ , se obtiene mediante la expresión [**Willmott, 1982**]:

$$IOA = 1 - \left[ \frac{\sum_{i=1}^N (P_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^N (|P_i - \bar{O}| + |O_i - \bar{O}|)^2} \right] \quad (9.9)$$

donde:

$P_i$ , es el valor  $i$  pronosticado por el modelo.

$O_i$ , es el valor  $i$  observado experimentalmente.

$\bar{O}$ , es el valor promedio observado.

La **eficiencia de modelado**,  $MEF^{27}$ , viene dada por la expresión [**Tedeschi Orlindo, 2006**]:

$$MEF = \frac{\sum_{i=1}^N (O_i - \bar{O})^2 - \sum_{i=1}^N (O_i - P_i)^2}{\sum_{i=1}^N (O_i - \bar{O})^2} \quad (9.10)$$

donde:

$P_i$ , es el valor  $i$  pronosticado por el modelo.

$O_i$ , es el valor  $i$  observado experimentalmente.

$\bar{O}$ , es el valor promedio observado.

Los índices  $IOA$  y  $MEF$  estarán más próximos a 1 cuanto más parecidos sean los valores predichos por el modelo y las observaciones experimentales. La diferencia entre ambos radica en que el  $IOA$  sólo puede tomar valores comprendidos entre 0 y 1 mientras que  $MEF$  puede presentar valores negativos.

---

<sup>26</sup>Del inglés *Index OF Agreement*.

<sup>27</sup>Del inglés *Modeling Efficiency*.

En la **Tabla 9.24** se muestran los valores de los estadísticos de comparación determinados para cada uno de los modelos de predicción propuestos para el índice de actividad alfa total en las muestras de aerosoles, así como, los respectivos índices. Atendiendo a estos resultados podemos extraer las siguientes conclusiones:

- El modelo global reproduce de forma aceptable el comportamiento del índice de actividad alfa total, ya que el valor del **IOA** es igual 0.8847. El valor obtenido para el **BIAS** nos indica que el modelo tiende a subestimar los valores del índice de actividad alfa total, pero en un orden de magnitud de  $10^{-6}$  Bq·m<sup>-3</sup>.
- Los modelos obtenidos para las cuatro estaciones meteorológicas muestran que:
  - El modelo de la estación de invierno es el que presenta un **IOA** mas bajos, con un valor de 0.7220, y por tanto, no reproduce de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad alfa total en esta estación, debido a que en el invierno del año 2005 se registraron muy pocas precipitaciones.
  - Los modelos obtenidos para las otras estaciones reproducen notablemente bien el comportamiento del índice de actividad alfa total, ya que todos ellos poseen un **IOA** superior a 0.9000, destacando el modelo obtenido para la estación de otoño con un **IOA** de 0.9597 y un **MEF** de 0.8626.
  - Los modelos obtenidos para las estaciones de verano y otoño tienden a subestimar los valores del índice de actividad alfa total, mientras que los modelo de las estaciones de invierno y primavera tiende a sobrestimarlos.

**Tabla 9.24.** Estadísticos de validación obtenidos para los modelos de predicción del índice de actividad alfa total.

Modelo	RMSE (Bq·m <sup>-3</sup> )	MAE (Bq·m <sup>-3</sup> )	NMAE	BIAS (Bq·m <sup>-3</sup> )	IOA	MEF
<b>Modelo Global</b>	$6.272 \cdot 10^{-5}$	$5.077 \cdot 10^{-5}$	0.1960	$8.105 \cdot 10^{-6}$	0.8847	0.6067
<b>E. de Invierno</b>	$1.203 \cdot 10^{-4}$	$9.205 \cdot 10^{-5}$	0.2943	$-3.807 \cdot 10^{-5}$	0.7220	0.6304
<b>E. de Primavera</b>	$5.800 \cdot 10^{-5}$	$4.898 \cdot 10^{-5}$	0.2038	$-2.017 \cdot 10^{-5}$	0.9096	0.7468
<b>E. de Verano</b>	$4.690 \cdot 10^{-5}$	$4.050 \cdot 10^{-5}$	0.1156	$1.529 \cdot 10^{-6}$	0.9211	0.7670
<b>E. de Otoño</b>	$3.009 \cdot 10^{-5}$	$2.701 \cdot 10^{-5}$	0.1498	$6.549 \cdot 10^{-6}$	0.9597	0.8626

### 9.2.3. Modelos ARL para el índice de actividad beta total

En este apartado obtendremos los modelos *ARL* del índice de actividad beta total, y para ello, procederemos de la misma forma que en el índice de actividad alta total, es decir:

- En primer lugar, obtendremos un modelo *ARL* general que reproduzca el comportamiento del índice de actividad beta total a lo largo de todo año, validando el modelo obtenido con los datos experimentales determinados a lo largo del año 2005, y para ello, determinaremos los estadísticos descritos en el **apartado 9.2.2**, página 367.
- A continuación, obtendremos los modelos de predicción *ARL* de las cuatro estaciones meteorológicas y los validaremos calculando los correspondientes estadísticos.

#### Modelos ARL para el índice de actividad beta total de todas las muestras

En primer lugar, determinaremos si las variables meteorológicas empleadas como factores de efectos fijos y aleatorios, ausencia de lluvias y dirección del viento, son significativas. Para ello, plantearemos los correspondientes test de significación obteniendo los resultados que se muestran en las **Tablas 9.25** y **9.26**. El *p-Valor* obtenido para los dos factores es menor de 0.05, y por tanto, ambos son significativos.

**Tabla 9.25.** Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	$3.901 \cdot 10^{-6}$	7	$5.573 \cdot 10^{-7}$	13.98	0.000
<b>Residuos</b>	$9.964 \cdot 10^{-6}$	250	$3.986 \cdot 10^{-8}$		
<b>Total</b>	$1.387 \cdot 10^{-5}$	257			

**Tabla 9.26.** Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	$6.621 \cdot 10^{-7}$	5	$1.324 \cdot 10^{-7}$	2.530	0.029
<b>Residuos</b>	$1.320 \cdot 10^{-5}$	252	$5.240 \cdot 10^{-8}$		
<b>Total</b>	$1.386 \cdot 10^{-5}$	257			

Una vez que hemos establecido que los dos factores son significativos, determinaremos las variables exógenas que conducirán a modelos de predicción significativos. Este estudio nos ha permitido plantear los siguientes modelos:

● **Modelo 1:**

- ▶ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variable exógena:** Temperatura media.

● **Modelo 2:**

- ▶ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variables exógenas:** Temperatura media y presión media.

● **Modelo 3:**

- ▶ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
- ▶ **Variables exógenas:** Temperatura media, presión media y velocidad del viento.

El análisis de la varianza de los modelos propuestos se muestra en la **Tabla 9.27**, página 373. Los resultados obtenidos nos indican que todos los modelos propuestos son significativos.

En la **Tabla 9.28**, página 374, se muestran los test de significación de cada una de las variables explicativas introducidas en los tres modelos. El *p-Valor* nos permite afirmar que todas las variables son significativas, ya que todas ellas poseen un  $p-Valor \leq 0.05$ . El  $r^2$  obtenido para el modelo tres es el más elevado, siendo igual a 0.4809, y por tanto, este modelo explica el 48.09% de la variabilidad observada en el índice de actividad beta total.

Tabla 9.27. ANOVA de los modelos de predicción propuestos para el índice de actividad beta total.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo 1</b>	$5.872 \cdot 10^{-6}$	13	$4.517 \cdot 10^{-7}$	13.790	0.000
Residuos	$7.993 \cdot 10^{-6}$	244	$3.276 \cdot 10^{-8}$		
Total	$1.386 \cdot 10^{-5}$	257			
<b>Modelo 2</b>	$6.248 \cdot 10^{-6}$	14	$4.463 \cdot 10^{-7}$	14.230	0.000
Residuos	$7.618 \cdot 10^{-6}$	243	$3.135 \cdot 10^{-8}$		
Total	$1.386 \cdot 10^{-5}$	257			
<b>Modelo 3</b>	$6.668 \cdot 10^{-6}$	15	$4.445 \cdot 10^{-7}$	14.940	0.000
Residuos	$7.198 \cdot 10^{-6}$	242	$2.974 \cdot 10^{-8}$		
Total	$1.386 \cdot 10^{-5}$	257			

La ecuación que describe como varía la actividad beta total a lo largo del período de muestreo 2000-2004 viene dada por la expresión:

$$\begin{aligned}
 A_{\beta} = & -(6.0 \pm 0.3) \cdot 10^{-3} + (3.7 \pm 0.1) \cdot 10^{-5} * I_1(1) + (4.6 \pm 0.4) \cdot 10^{-5} * I_1(2) + \dots \\
 & \dots + (1.14 \pm 0.04) \cdot 10^{-5} * I_1(3) - (1.66 \pm 0.05) \cdot 10^{-5} * I_1(4) - \dots \\
 & \dots - (4.72 \pm 0.04) \cdot 10^{-5} * I_1(5) - (1.03 \pm 0.01) \cdot 10^{-4} * I_2(1) - \dots \\
 & \dots - (2.2 \pm 0.4) \cdot 10^{-5} * I_2(2) - (8.3 \pm 0.4) \cdot 10^{-5} * I_2(3) + \dots \\
 & \dots + (1.4 \pm 0.3) \cdot 10^{-5} * I_2(4) + (3.5 \pm 0.3) \cdot 10^{-5} * I_2(5) + \dots \\
 & \dots + (6.0 \pm 0.3) \cdot 10^{-5} * I_2(6) + (4.6 \pm 0.3) \cdot 10^{-5} * I_2(7) + \dots \\
 & \dots + (2.04 \pm 0.02) \cdot 10^{-5} * T_{Med} + (6.89 \pm 0.04) \cdot 10^{-5} * P_{Med} - \dots \\
 & \dots - (9.07 \pm 0.02) \cdot 10^{-5} * V_{Vel}
 \end{aligned}$$

donde:

$I_1(1) = 1$  si  $V_{Dir.} = 2$ ,  $I_2(1) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(2) = 1$  si  $V_{Dir.} = 4$ ,  $I_2(2) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(3) = 1$  si  $V_{Dir.} = 5$ ,  $I_2(3) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(4) = 1$  si  $V_{Dir.} = 6$ ,  $I_2(4) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(5) = 1$  si  $V_{Dir.} = 7$ ,  $I_2(5) = -1$  si  $V_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(1) = 1$  si  $A_{Precip.} = 1$ ,  $I_2(1) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(2) = 1$  si  $A_{Precip.} = 2$ ,  $I_2(2) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(3) = 1$  si  $A_{Precip.} = 3$ ,  $I_2(3) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(4) = 1$  si  $A_{Precip.} = 4$ ,  $I_2(4) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(5) = 1$  si  $A_{Precip.} = 5$ ,  $I_2(5) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(6) = 1$  si  $A_{Precip.} = 6$ ,  $I_2(6) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(7) = 1$  si  $A_{Precip.} = 7$ ,  $I_2(7) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$T_{Med}$ , es la temperatura media del período de muestreo, expresada en °C.

$P_{Med}$ , es la presión media del período de muestreo, expresada en mBar.

$V_{Vel}$ , es la velocidad media en el período de muestreo, expresada en  $Km \cdot h^{-1}$ .

**Tabla 9.28.** Test de significación de las variables exógenas introducidas en los modelos de predicción del índice de actividad beta total.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	$r^2$
<b>Modelo 1</b>						0.4235
$V_{Dir}$	$6.621 \cdot 10^{-7}$	5	$1.324 \cdot 10^{-7}$	4.040	0.002	
$A_{Precip}$	$3.675 \cdot 10^{-6}$	7	$5.251 \cdot 10^{-7}$	16.030	0.000	
$T_{Med}$	$1.535 \cdot 10^{-6}$	1	$1.535 \cdot 10^{-6}$	46.850	0.000	
<i>Residuos</i>	$7.993 \cdot 10^{-6}$	244	$3.276 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$1.386 \cdot 10^{-6}$	257				
<b>Modelo 2</b>						0.4506
$V_{Dir}$	$6.621 \cdot 10^{-7}$	5	$1.324 \cdot 10^{-7}$	4.220	0.001	
$A_{Precip}$	$3.675 \cdot 10^{-6}$	7	$5.251 \cdot 10^{-7}$	16.750	0.000	
$T_{Med}$	$1.535 \cdot 10^{-6}$	1	$1.535 \cdot 10^{-6}$	48.960	0.000	
$P_{Med}$	$3.754 \cdot 10^{-7}$	1	$3.754 \cdot 10^{-7}$	11.980	0.001	
<i>Residuos</i>	$7.618 \cdot 10^{-6}$	243	$3.135 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$1.386 \cdot 10^{-6}$	257				
<b>Modelo 3</b>						0.4809
$V_{Dir}$	$6.621 \cdot 10^{-7}$	5	$1.324 \cdot 10^{-7}$	4.450	0.001	
$A_{Precip}$	$3.675 \cdot 10^{-6}$	7	$5.251 \cdot 10^{-7}$	17.650	0.000	
$T_{Med}$	$1.535 \cdot 10^{-6}$	1	$1.535 \cdot 10^{-6}$	51.600	0.000	
$P_{Med}$	$3.754 \cdot 10^{-7}$	1	$3.754 \cdot 10^{-7}$	12.620	0.001	
$V_{Vel}$	$4.200 \cdot 10^{-7}$	1	$4.200 \cdot 10^{-7}$	14.120	0.000	
<i>Residuos</i>	$7.198 \cdot 10^{-6}$	242	$2.974 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$1.386 \cdot 10^{-6}$	257				

A continuación, procederemos a estudiar la validez del modelo, y para ello, introduciremos los valores de las variables meteorológicas registradas en el año 2005 en la **ecuación 9.11**, obteniendo los valores pronosticados de la actividad beta total, que representaremos en la **Figura 9.6** junto con los valores determinados experimentalmente<sup>28</sup>. En dicha figura podemos observar que el modelo reproduce aceptablemente bien la variación del índice de actividad beta total a lo largo del año 2005, afirmación que corroboran los estadísticos de validación calculados para el modelo, y que se muestran en la **Tabla 9.29**.

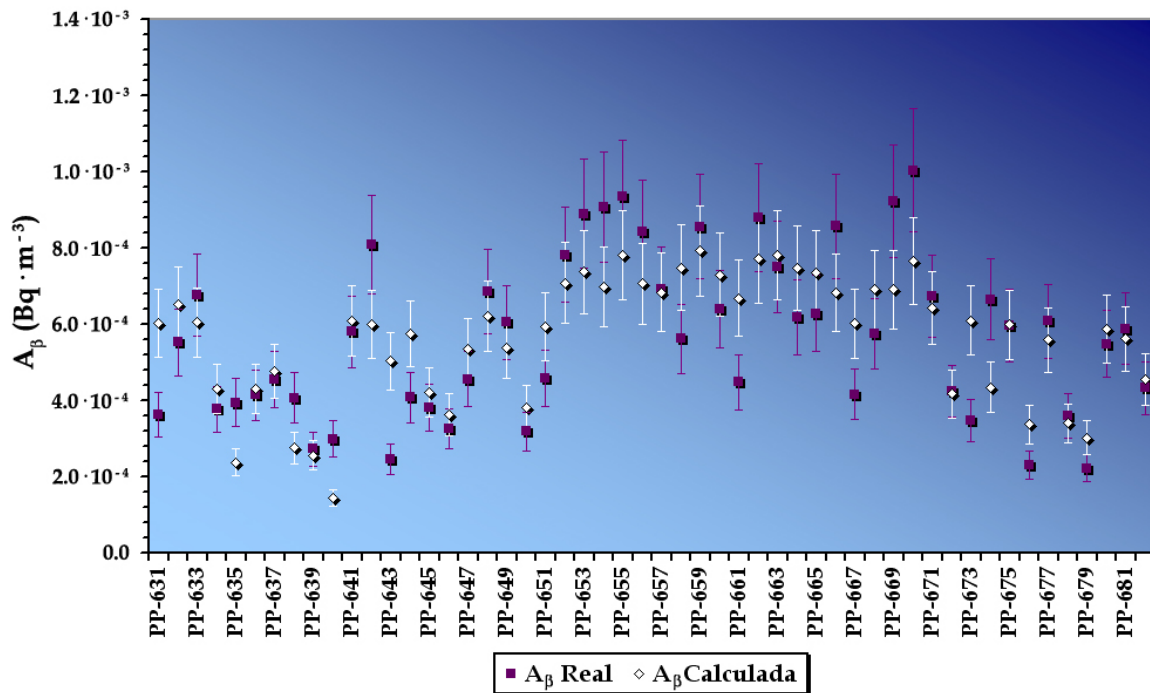


Figura 9.6. Valores de la actividad beta calculados y valores reales.

Tabla 9.29. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo general del índice de actividad beta total.

Modelo	RMSE (Bq·m <sup>-3</sup> )	MAE (Bq·m <sup>-3</sup> )	NMAE	BIAS (Bq·m <sup>-3</sup> )	IOA	MEF
<b>Modelo Global</b>	1.321·10 <sup>-4</sup>	1.078·10 <sup>-4</sup>	0.2187	-6.096·10 <sup>-7</sup>	0.8621	0.5991

<sup>28</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

Del análisis de los resultados que se muestran en la **Tabla 9.29**, página 375, podemos deducir que:

- El modelo obtenido reproduce de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad beta total, ya que el valor del **IOA** es superior a 0.850.
- La eficiencia del modelado, **MEF**, es del 59.91 %.
- El valor del **BIAS** nos indica que el modelo tiende a sobrestimar el índice de actividad beta total en un orden de magnitud de  $10^{-7}$  Bq·m<sup>-3</sup>.

A continuación, en los sucesivos apartados, obtendremos los modelos de predicción de cada una de las estaciones meteorológicas, valindándolos con los resultados experimentales obtenidos en el año 2005.

### **Modelos ARL para el índice de actividad beta total registrado en la estación de invierno**

En este apartado obtendremos el modelo de predicción para el índice de actividad beta total de la estación de invierno, y para ello, comenzaremos determinado si el factor de efectos fijos, ausencia de lluvias, es significativo. A continuación, haremos lo mismo con el factor de efectos aleatorios, dirección del viento. Los resultados obtenidos para estos test de significación se muestran en las **Tablas 9.30 y 9.31**, página 377. Estos resultados establecen que el factor de efectos aleatorios dirección del viento no es significativo, ya que el *p-Valor* es igual a 0.211, y por ello, para obtener el modelo de predicción de esta estación no consideraremos la variable dirección del viento como un factor de efectos aleatorios. En el caso del factor de efectos fijos el *p-Valor* es menor de 0.05, y por tanto, es significativo para el modelo de predicción de la estación de invierno.

A continuación, estudiaremos las variables meteorológicas que conducen a modelos de predicción significativos. Este estudio nos ha permitido plantear los siguientes modelos:

#### ■ **Modelo 1:**

- **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- **Variable Exógena:** Temperatura máxima.



■ **Modelo 2:**

- ┆ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- ┆ **Variable Exógena:** Temperatura máxima y humedad relativa.

■ **Modelo 3:**

- ┆ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
- ┆ **Variable Exógena:** Temperatura máxima, humedad relativa y velocidad del viento.

**Tabla 9.30.** Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de invierno.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	$8.457 \cdot 10^{-7}$	7	$1.208 \cdot 10^{-7}$	3.250	0.006
<b>Residuos</b>	$2.082 \cdot 10^{-6}$	56	$3.717 \cdot 10^{-8}$		
<b>Total</b>	$2.927 \cdot 10^{-6}$	63			

**Tabla 9.31.** Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de invierno.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	$3.308 \cdot 10^{-7}$	5	$6.615 \cdot 10^{-8}$	1.480	0.211
<b>Residuos</b>	$2.596 \cdot 10^{-6}$	58	$4.477 \cdot 10^{-8}$		
<b>Total</b>	$2.927 \cdot 10^{-6}$	63			

En la **Tabla 9.32**, página 378, se muestran los resultados del análisis de la varianza de los modelos propuestos para la estación de invierno, siendo todos ellos significativos, ya que los valores del  $p - Valor$  son inferiores a 0.05.

**Tabla 9.32.** ANOVA de los modelo de predicción propuestos para el índice de actividad beta total en la estación de invierno.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo 1</b>	$1.122 \cdot 10^{-6}$	8	$1.406 \cdot 10^{-7}$	4.290	0.001
Residuos	$1.802 \cdot 10^{-6}$	55	$3.276 \cdot 10^{-8}$		
Total	$2.927 \cdot 10^{-6}$	63			
<b>Modelo 2</b>	$1.300 \cdot 10^{-6}$	9	$1.444 \cdot 10^{-7}$	4.790	0.000
Residuos	$1.623 \cdot 10^{-6}$	54	$3.014 \cdot 10^{-8}$		
Total	$2.927 \cdot 10^{-6}$	63			
<b>Modelo 3</b>	$1.392 \cdot 10^{-6}$	10	$1.392 \cdot 10^{-7}$	4.810	0.000
Residuos	$1.535 \cdot 10^{-6}$	53	$2.896 \cdot 10^{-8}$		
Total	$2.927 \cdot 10^{-6}$	63			

A continuación, realizaremos los test de significación para cada una de las variables exógenas introducidas en el modelo, obteniendo los resultados que se muestran en la **Tabla 9.33**, página 379, y como se puede apreciar en ella, todas las variables consideradas son significativas.

Por otra parte, el coeficiente de correlación más elevado se obtiene para el modelo 3, con un  $r^2 = 0.4756$ , y por tanto, el modelo propuesto explica el 47.56 % de la variabilidad observada en el índice de actividad beta total de la estación de invierno.

El modelo obtenido para la estación de invierno viene dado por la expresión:

$$\begin{aligned}
 A_{\beta} = & -(8.3 \pm 0.3) \cdot 10^{-4} - (1.3 \pm 0.2) \cdot 10^{-4} * I_1(1) - (4.2 \pm 0.7) \cdot 10^{-5} * I_1(2) - \dots \\
 & \dots - (1.6 \pm 0.1) \cdot 10^{-4} * I_1(3) - (6.4 \pm 0.7) \cdot 10^{-5} * I_1(4) - \dots \\
 & \dots - (3.5 \pm 0.5) \cdot 10^{-5} * I_1(5) + (3.7 \pm 0.7) \cdot 10^{-5} * I_1(6) + \dots \\
 & \dots + (2.9 \pm 0.6) \cdot 10^{-6} * I_1(7) + (2.14 \pm 0.09) \cdot 10^{-5} * T_{Max} - \dots \\
 & \dots - (6.9 \pm 0.3) \cdot 10^{-6} * H_{Rel} - (7.5 \pm 0.4) \cdot 10^{-6} * V_{Vel}
 \end{aligned}$$

donde:

$I_1(1) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 1$ ,  $I_1(1) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(2) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 2$ ,  $I_1(2) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(3) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 3$ ,  $I_1(3) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(4) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 4$ ,  $I_1(4) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(5) = 1$  si  $A_{Precip.} = 5$ ,  $I_1(5) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(6) = 1$  si  $A_{Precip.} = 6$ ,  $I_1(6) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(7) = 1$  si  $A_{Precip.} = 7$ ,  $I_1(7) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$T_{Max}$ , es la temperatura máxima media del período de muestreo, expresada en °C.

$H_{Rel}$ , es la humedad relativa media del período de muestreo, expresada en %.

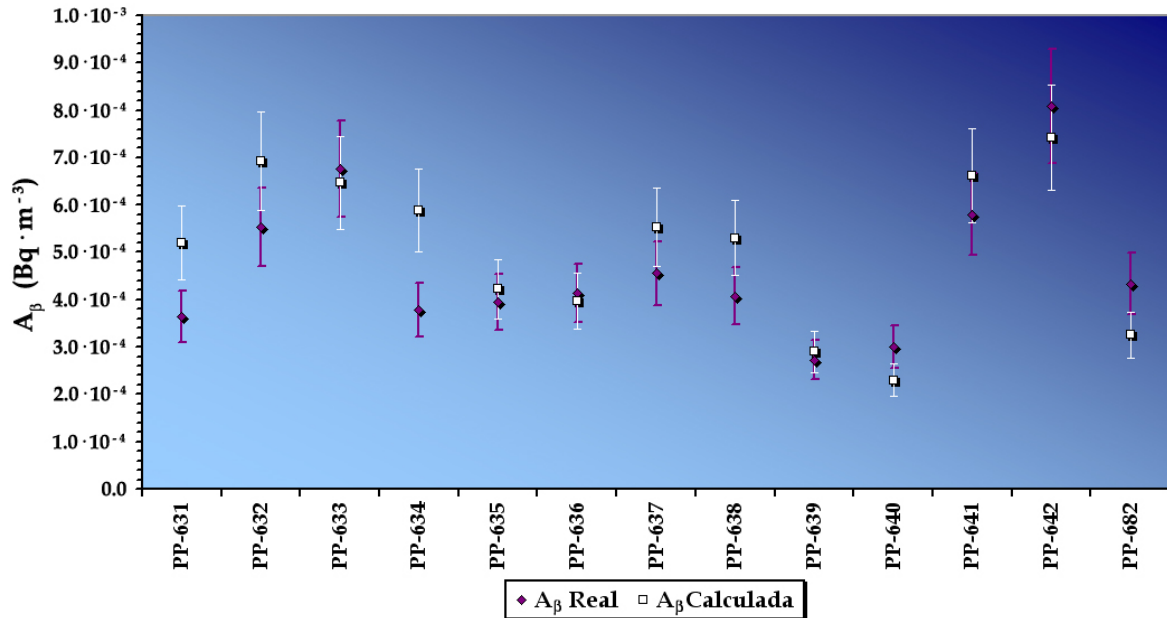
$V_{Vel}$ , es la velocidad media en el período de muestreo, expresada en  $\text{Km}\cdot\text{h}^{-1}$ .

**Tabla 9.33.** Test de significación de las variables exógenas introducidas en los modelos de predicción del índice de actividad beta total.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	$r^2$
<b>Modelo 1</b>						0.3843
$A_{Precip}$	$8.457\cdot 10^{-7}$	7	$1.208\cdot 10^{-7}$	3.690	0.002	
$T_{Max}$	$2.794\cdot 10^{-7}$	1	$2.794\cdot 10^{-7}$	8.530	0.005	
<i>Residuos</i>	$1.802\cdot 10^{-6}$	55	$3.276\cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$2.927\cdot 10^{-6}$	63				
<b>Modelo 2</b>						0.4440
$A_{Precip}$	$8.457\cdot 10^{-7}$	7	$1.208\cdot 10^{-7}$	4.010	0.001	
$T_{Max}$	$2.794\cdot 10^{-7}$	1	$2.794\cdot 10^{-7}$	9.270	0.004	
$H_{Rel}$	$1.747\cdot 10^{-7}$	1	$1.747\cdot 10^{-7}$	5.800	0.020	
<i>Residuos</i>	$1.628\cdot 10^{-6}$	54	$3.014\cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$2.927\cdot 10^{-6}$	63				
<b>Modelo 3</b>						0.4756
$A_{Precip}$	$8.457\cdot 10^{-7}$	7	$1.208\cdot 10^{-7}$	4.170	0.001	
$T_{Max}$	$2.794\cdot 10^{-7}$	1	$2.794\cdot 10^{-7}$	9.650	0.004	
$H_{Rel}$	$1.747\cdot 10^{-7}$	1	$1.747\cdot 10^{-7}$	6.030	0.017	
$V_{Vel}$	$4.200\cdot 10^{-7}$	1	$4.200\cdot 10^{-7}$	3.200	0.039	
<i>Residuos</i>	$1.535\cdot 10^{-6}$	53	$2.896\cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$2.927\cdot 10^{-6}$	63				

En la **Figura 9.7**, página 380, hemos representado los valores pronosticados junto con los valores reales, observando que el modelo describe de forma adecuada el comportamiento

del índice de actividad beta total en la estación de invierno, ya que de las 13 muestras consideradas, en 11 de ellas se solapan los valores pronosticados con los reales<sup>29</sup>.



**Figura 9.7.** Valores de la actividad beta determinados mediante el modelo de predicción de la estación de invierno y valores reales medidos.

Los valores obtenidos para los estadísticos de validación se presentan en la **Tabla 9.34**, página 381, y a partir de ellos, podemos extraer las siguientes conclusiones:

- El valor del **IOA**, 0.8791, nos permite afirmar que el modelo reproduce de forma adecuada las variaciones observadas del índice de actividad beta total en la estación de invierno.
- La eficiencia del modelado, **MEF**, es del 68.52 %, siendo más elevada que la del modelo general.
- El valor del **BIAS**,  $-1.089 \cdot 10^{-5} Bq \cdot m^{-3}$ , nos indica que el modelo tiende a sobreestimar los valores del índice de actividad beta total.

<sup>29</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

Tabla 9.34. Estadísticos de validación obtenidos para el modelo de la estación de invierno.

Modelo	RMSE (Bq·m <sup>-3</sup> )	MAE (Bq·m <sup>-3</sup> )	NMAE	BIAS (Bq·m <sup>-3</sup> )	IOA	MEF
<b>Estación de Invierno</b>	5.242·10 <sup>-5</sup>	2.201·10 <sup>-5</sup>	0.0515	-1.089·10 <sup>-5</sup>	0.8791	0.6852

### Modelos ARL para el índice de actividad beta total registrado en la estación de primavera

Para obtener el modelo de predicción de esta estación estudiaremos, en primer lugar, si el factor de efectos fijos, ausencia de lluvias, es significativo, para a continuación hacer lo mismo con el factor de efectos aleatorios, dirección del viento, y para ello, plantearemos los correspondientes test de significación, obteniendo los resultados que se muestran en las **Tablas 9.35 y 9.36**, que nos indican que el factor de efectos aleatorios no es significativo, ya que posee un  $p - Valor$  de 0.1428, mientras que el factor de efectos fijos, con un  $p - Valor$  de 0.001, es significativo para el modelo de predicción de la estación de primavera.

Tabla 9.35. Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de primavera.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	9.452·10 <sup>-7</sup>	6	1.574·10 <sup>-7</sup>	4.640	0.001
<b>Residuos</b>	1.937·10 <sup>-6</sup>	57	3.398·10 <sup>-8</sup>		
<b>Total</b>	2.882·10 <sup>-6</sup>	63			

Tabla 9.36. Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de primavera.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	3.120·10 <sup>-7</sup>	4	7.800·10 <sup>-8</sup>	1.790	0.1428
<b>Residuos</b>	2.570·10 <sup>-6</sup>	59	4.357·10 <sup>-8</sup>		
<b>Total</b>	2.882·10 <sup>-6</sup>	63			

A continuación, determinaremos las variables meteorológicas que conducen a modelos de predicción significativos, lo que nos ha permitido plantear los siguientes modelos:

■ **Modelo 1:**

■ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.

■ **Variable Exógena:** Temperatura media.

■ **Modelo 2:**

■ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.

■ **Variable Exógena:** Temperatura media y velocidad del viento.

Los resultados del análisis de la varianza de los dos modelos propuestos, **Tabla 9.37**, nos indican que ambos son significativos.

Los test de significación planteados para las variables exógenas consideradas, **Tabla 9.38**, página 383, nos muestran que son significativas, obteniendo el coeficiente de correlación más elevado para el modelo 2, con un  $r^2 = 0.6353$ , y por tanto, el modelo propuesto para esta estación explica el 63.53 % de la variabilidad observada en el índice de actividad beta total.

**Tabla 9.37.** ANOVA de los modelo de predicción propuestos para el índice de actividad beta total en la estación de primavera.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo 1</b>	$1.500 \cdot 10^{-6}$	7	$2.143 \cdot 10^{-7}$	8.680	0.000
Residuos	$1.382 \cdot 10^{-6}$	56	$2.468 \cdot 10^{-8}$		
Total	$2.882 \cdot 10^{-6}$	63			
<b>Modelo 2</b>	$1.831 \cdot 10^{-6}$	8	$2.289 \cdot 10^{-7}$	11.980	0.000
Residuos	$1.051 \cdot 10^{-6}$	55	$1.911 \cdot 10^{-8}$		
Total	$2.882 \cdot 10^{-6}$	63			

**Tabla 9.38.** Test de significación de las variables exógenas introducidas en los modelos de predicción del índice de actividad beta total.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	r <sup>2</sup>
<b>Modelo 1</b>						0.5204
$A_{Precip}$	$9.452 \cdot 10^{-7}$	6	$1.575 \cdot 10^{-7}$	6.380	0.000	
$T_{Med}$	$5.548 \cdot 10^{-7}$	1	$5.548 \cdot 10^{-7}$	22.480	0.000	
<i>Residuos</i>	$1.382 \cdot 10^{-6}$	56	$2.468 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$2.882 \cdot 10^{-6}$	63				
<b>Modelo 2</b>						0.6353
$A_{Precip}$	$9.452 \cdot 10^{-7}$	6	$1.575 \cdot 10^{-7}$	8.240	0.000	
$T_{Med}$	$5.548 \cdot 10^{-7}$	1	$5.548 \cdot 10^{-7}$	29.030	0.000	
$V_{Vel}$	$3.311 \cdot 10^{-7}$	1	$1.911 \cdot 10^{-8}$	17.320	0.000	
<i>Residuos</i>	$1.051 \cdot 10^{-6}$	55	$1.911 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$2.882 \cdot 10^{-6}$	63				

La ecuación que describe el modelo obtenido para la estación de primavera viene dada por la expresión:

$$A_{\beta} = -(6.8 \pm 0.2) \cdot 10^{-4} - (2.4 \pm 0.6) \cdot 10^{-5} * I_1(1) - (7.3 \pm 0.5) \cdot 10^{-5} * I_1(2) + \dots \\ \dots + (3.5 \pm 0.4) \cdot 10^{-4} * I_1(3) + (6.9 \pm 0.5) \cdot 10^{-5} * I_1(4) - (2.9 \pm 0.4) \cdot 10^{-5} * I_1(5) + \dots \\ \dots + (2.7 \pm 0.4) \cdot 10^{-5} * I_1(6) + (3.12 \pm 0.05) \cdot 10^{-5} * T_{Med} - (2.00 \pm 0.05) \cdot 10^{-5} * V_{Vel}$$

donde:

$I_1(1) = 1$  si  $A_{Precip.} = 2$ ,  $I_1(1) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(2) = 1$  si  $A_{Precip.} = 3$ ,  $I_1(2) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(3) = 1$  si  $A_{Precip.} = 4$ ,  $I_1(3) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(4) = 1$  si  $A_{Precip.} = 5$ ,  $I_1(4) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(5) = 1$  si  $A_{Precip.} = 6$ ,  $I_1(5) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

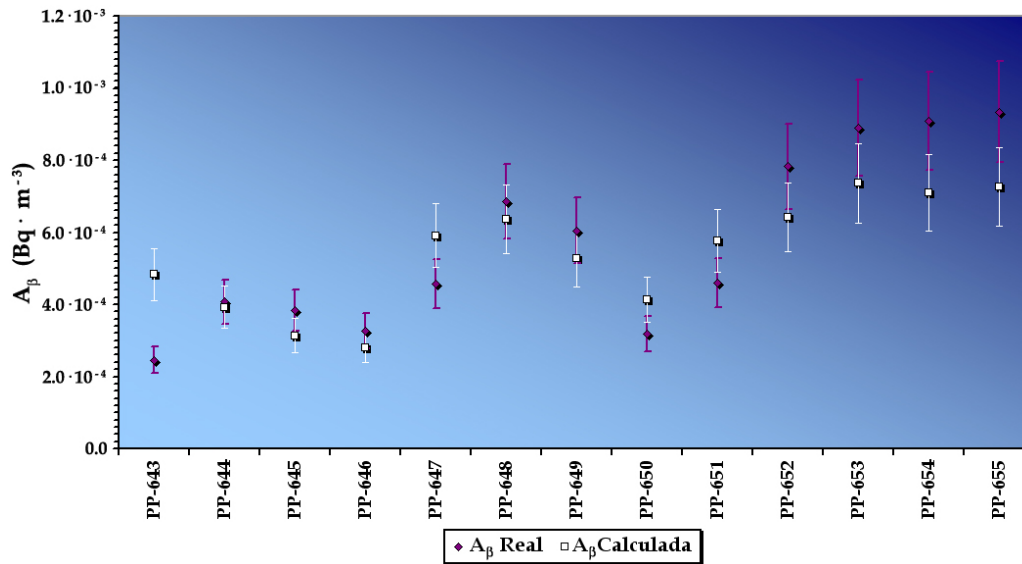
$I_1(6) = 1$  si  $A_{Precip.} = 7$ ,  $I_1(6) = -1$  si  $A_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$T_{Med}$ , es la temperatura media del período de muestreo, expresada en °C.

$V_{Vel}$ , es la velocidad media en el período de muestreo, expresada en  $\text{Km} \cdot \text{h}^{-1}$ .

A continuación, representaremos en la **Figura 9.8**, página 384, los valores pronostica-

dos por el modelo junto con los valores reales<sup>30</sup>, observando que el modelo describe de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad beta total en los meses de abril y mayo, filtros PP-644 a PP-652, mientras que en los filtros correspondientes al mes de junio, PP-653 a PP-655, se observan mayores diferencias entre los valores pronosticados y los reales.



**Figura 9.8.** Valores de la actividad beta determinados mediante el modelo de predicción de la estación de primavera y valores reales medidos.

Los estadísticos de validación, **Tabla 9.39**, corroboran los buenos resultados obtenidos para el modelo, con un **IOA** de 0.8686, y una eficiencia de modelado del 66.96%. Por otra parte, el valor del **BIAS**,  $2.873 \cdot 10^{-5} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , nos indica que el modelo tiende a subestimar los valores del índice de actividad beta total.

**Tabla 9.39.** Estadísticos de validación obtenidos para el modelo de la estación de primavera.

Modelo	RMSE ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	MAE ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	NMAE	BIAS ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	IOA	MEF
<b>Estación de primavera</b>	$1.355 \cdot 10^{-4}$	$1.186 \cdot 10^{-4}$	0.2438	$2.873 \cdot 10^{-5}$	0.8686	0.6696

<sup>30</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.



### Modelos ARL para el índice de actividad beta total registrado en la estación de verano

En primer lugar, comenzaremos estudiando si los factores son significativos, y por tanto, debemos plantear los correspondientes test de significación, cuyo resultados se muestran en las **Tablas 9.40 y 9.41**, indicándonos que los dos factores no son significativos, ya que el  $p - Valor$  de ambos es mayor de 0.05.

**Tabla 9.40.** Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de verano.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	$3.229 \cdot 10^{-7}$	5	$6.458 \cdot 10^{-8}$	1.710	0.146
<b>Residuos</b>	$2.266 \cdot 10^{-6}$	60	$3.777 \cdot 10^{-8}$		
<b>Total</b>	$2.589 \cdot 10^{-6}$	65			

**Tabla 9.41.** Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de verano.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	$2.196 \cdot 10^{-7}$	4	$5.491 \cdot 10^{-8}$	1.410	0.240
<b>Residuos</b>	$2.370 \cdot 10^{-6}$	61	$3.885 \cdot 10^{-8}$		
<b>Total</b>	$2.589 \cdot 10^{-6}$	65			

De acuerdo con los resultados anteriores, el estudio de las distintas variables meteorológicas nos ha permitido plantear un modelo de predicción en el que se han utilizado como variables explicativas la temperatura media mínima, la presión media máxima y la humedad relativa media. El análisis de la varianza del modelo propuesto se muestra en la **Tabla 9.42**, página 386, indicándonos el  $p - Valor$  que el modelo es significativo. Así mismo, los resultados obtenidos para el test de significación de las variables exógenas consideradas, **Tabla 9.43**, página 386, muestran que todas las variables son significativas. Por otra parte, el coeficiente de correlación del modelo es igual a 0.2563, lo que nos indica que el modelo explica sólo el 25.63 % de la variabilidad observada, siendo éste uno de los coeficientes más bajos de los obtenidos hasta ahora.

**Tabla 9.42.** ANOVA del modelo de predicción propuestos para el índice de actividad beta total en la estación de verano.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo</b>	$6.637 \cdot 10^{-7}$	3	$2.221 \cdot 10^{-7}$	7.120	0.000
<i>Residuos</i>	$1.926 \cdot 10^{-6}$	62	$3.106 \cdot 10^{-8}$		
<i>Total</i>	$2.589 \cdot 10^{-6}$	65			

**Tabla 9.43.** Test de significación de las variables exógenas introducidas en el modelo de predicción del índice de actividad beta total para la estación de verano.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	$r^2$
<b>Modelo</b>						0.2563
$T_{Min}$	$2.970 \cdot 10^{-7}$	1	$2.970 \cdot 10^{-7}$	9.560	0.003	
$P_{Max}$	$1.533 \cdot 10^{-7}$	1	$1.533 \cdot 10^{-7}$	4.940	0.030	
$H_{Rel}$	$2.134 \cdot 10^{-7}$	1	$2.134 \cdot 10^{-7}$	6.870	0.011	
<i>Residuos</i>	$1.926 \cdot 10^{-6}$	62	$3.106 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$2.589 \cdot 10^{-6}$	65				

La expresión que describe como varía el índice de actividad beta total en la estación de verano viene dada por la siguiente expresión:

$$A_{\beta} = -(0.043 \pm 0.02) \cdot 10^{-2} + (5.18 \pm 0.01) \cdot 10^{-5} * T_{Min} + \dots \\ \dots + (4.62 \pm 0.02) \cdot 10^{-5} * P_{Max} - (5.76 \pm 0.02) \cdot 10^{-5} * H_{Rel}$$

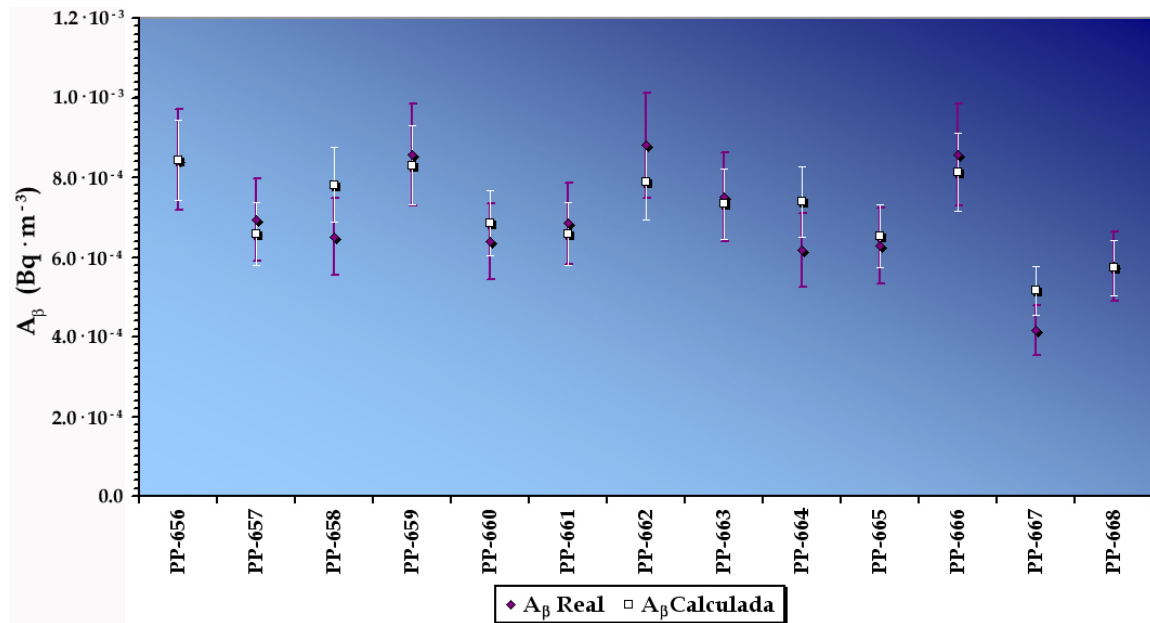
donde:

$T_{Min}$ , es la temperatura mínima media del período de muestreo, expresada en °C.

$P_{Max}$ , es la presión máxima media del período de muestreo, expresada en mBar.

$H_{Rel}$ , es la humedad relativa media del período de muestreo, expresada en %.

Si representamos los valores pronosticados por el modelo junto con los valores reales medidos<sup>31</sup>, **Figura 9.9**, observamos que en las 13 muestras recogidas en la estación de verano solapan los valores pronosticados con los reales, indicándonos que el modelo reproduce de forma adecuada la variación de la actividad beta total en esta estación, hecho que ratifican los estadísticos de validación mostrados en la **Tabla 9.44**, donde se puede observar que el **IOA** es igual a 0.9124 y que el **BIAS** es de  $-1.362 \cdot 10^{-5} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , y por tanto, el modelo tiende a sobrestimar los valores del índice de actividad beta total.



**Figura 9.9.** Valores de la actividad beta determinados mediante el modelo de predicción de la estación de verano y valores reales medidos.

**Tabla 9.44.** Estadísticos de validación obtenidos para el modelo de la estación de verano.

Modelo	RMSE ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	MAE ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	NMAE	BIAS ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	IOA	MEF
<b>Estación de verano</b>	$6.648 \cdot 10^{-5}$	$5.118 \cdot 10^{-5}$	0.0806	$-1.362 \cdot 10^{-5}$	0.9124	0.7372

<sup>31</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.

### Modelos ARL para el índice de actividad beta total registrado en la estación de otoño

En primer lugar, determinaremos si los factores de efectos fijos y aleatorios, ausencia de lluvias y dirección del viento, son significativos, planteando los correspondientes test de significación, cuyos resultados se muestran en las **Tablas 9.45** y **9.46**, indicándonos el  $p$ -Valor que los dos factores son significativos.

**Tabla 9.45.** Test de significación para el factor de efectos fijos ausencia de precipitaciones en la estación de otoño.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$A_{Precip}$	$1.054 \cdot 10^{-6}$	7	$1.506 \cdot 10^{-7}$	3.99	0.001
<b>Residuos</b>	$2.116 \cdot 10^{-6}$	56	$3778 \cdot 10^{-8}$		
<b>Total</b>	$3.170 \cdot 10^{-6}$	63			

**Tabla 9.46.** Test de significación para el factor de efectos aleatorios dirección del viento en la estación de otoño.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
$V_{Dir}$	$6.329 \cdot 10^{-7}$	4	$1.582 \cdot 10^{-7}$	3.680	0.010
<b>Residuos</b>	$2.537 \cdot 10^{-5}$	59	$4.300 \cdot 10^{-8}$		
<b>Total</b>	$3.170 \cdot 10^{-5}$	63			

Una vez que hemos establecido que el factor de efectos fijos, ausencia de precipitaciones, y el factor de efectos aleatorios, dirección del viento, son significativos, procederemos a estudiar las variables exógenas que conducen a modelos de predicción significativos para el índice de actividad beta total en esta estación, lo que nos ha permitido plantear los siguientes modelos:

- **Modelo 1:**

- **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.

- ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
  - ▶ **Variable exógena:** Temperatura media.
  
- **Modelo 2:**
  - ▶ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
  - ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
  - ▶ **Variables exógenas:** Temperatura media y humedad relativa.
  
- **Modelo 3:**
  - ▶ **Factor de efectos fijos:** Ausencia de precipitaciones.
  - ▶ **Factor de efectos aleatorios:** Dirección del viento.
  - ▶ **Variables exógenas:** Temperatura media, humedad relativa y velocidad del viento.

El análisis de la varianza de los tres modelos propuestos se muestra en la **Tabla 9.47**, siendo todos ellos significativos, ya que el  $p$ -Valor asociado a cada uno de ellos es igual a 0.000.

**Tabla 9.47.** ANOVA de los modelos de predicción propuestos para el índice de actividad beta total en la estación de otoño.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor
<b>Modelo 1</b>	$1.796 \cdot 10^{-6}$	12	$1.497 \cdot 10^{-7}$	5.560	0.000
<i>Residuos</i>	$1.374 \cdot 10^{-6}$	51	$2.693 \cdot 10^{-8}$		
<i>Total</i>	$3.170 \cdot 10^{-6}$	63			
<b>Modelo 2</b>	$1.937 \cdot 10^{-6}$	13	$1.490 \cdot 10^{-7}$	6.040	0.000
<i>Residuos</i>	$1.233 \cdot 10^{-6}$	50	$2.467 \cdot 10^{-8}$		
<i>Total</i>	$3.170 \cdot 10^{-6}$	63			
<b>Modelo 3</b>	$2.047 \cdot 10^{-6}$	14	$1.462 \cdot 10^{-7}$	6.380	0.000
<i>Residuos</i>	$1.122 \cdot 10^{-6}$	49	$2.974 \cdot 10^{-8}$		
<i>Total</i>	$3.170 \cdot 10^{-6}$	63			

En la **Tabla 9.48**, página 390, se muestra el test de significación de cada una de las variables explicativas introducidas en los tres modelos. El  $p$ -Valor nos indica que todas ellas

son significativas, ya que es  $\leq 0.05$ . Por otra parte, el coeficiente de correlación obtenido para el modelo tres es el más elevado, siendo igual a 0.6459, y por tanto, el modelo explica el 64.59 % de la variabilidad observada en el índice de actividad beta total de la estación de otoño.

**Tabla 9.48.** Test de significación de las variables exógenas introducidas en los modelos de predicción del índice de actividad beta total en la estación de otoño.

	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Cuadrados medios	F	p-Valor	$r^2$
<b>Modelo 1</b>						0.5667
$A_{Precip}$	$1.054 \cdot 10^{-6}$	7	$1.506 \cdot 10^{-7}$	4.770	0.000	
$V_{Dir}$	$4.6538 \cdot 10^{-7}$	4	$1.134 \cdot 10^{-7}$	4.210	0.005	
$T_{Med}$	$2.881 \cdot 10^{-7}$	1	$2.881 \cdot 10^{-7}$	10.700	0.002	
<i>Residuos</i>	$1.374 \cdot 10^{-6}$	51	$2.693 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$3.170 \cdot 10^{-6}$	63				
<b>Modelo 2</b>						0.6109
$A_{Precip}$	$1.054 \cdot 10^{-6}$	7	$1.506 \cdot 10^{-7}$	5.110	0.000	
$V_{Dir}$	$4.6538 \cdot 10^{-7}$	4	$1.134 \cdot 10^{-7}$	4.600	0.003	
$T_{Med}$	$2.881 \cdot 10^{-7}$	1	$2.881 \cdot 10^{-7}$	11.780	0.001	
$H_{Rel}$	$1.403 \cdot 10^{-7}$	1	$1.403 \cdot 10^{-7}$	5.690	0.021	
<i>Residuos</i>	$1.233 \cdot 10^{-6}$	50	$2.467 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$3.170 \cdot 10^{-6}$	63				
<b>Modelo 3</b>						0.6459
$A_{Precip}$	$1.054 \cdot 10^{-6}$	7	$1.506 \cdot 10^{-7}$	5.420	0.000	
$V_{Dir}$	$4.6538 \cdot 10^{-7}$	4	$1.134 \cdot 10^{-7}$	4.950	0.002	
$T_{Med}$	$2.881 \cdot 10^{-7}$	1	$2.881 \cdot 10^{-7}$	12.580	0.001	
$H_{Rel}$	$1.403 \cdot 10^{-7}$	1	$1.403 \cdot 10^{-7}$	6.120	0.017	
$V_{Vel}$	$1.108 \cdot 10^{-7}$	1	$1.108 \cdot 10^{-7}$	4.830	0.032	
<i>Residuos</i>	$1.122 \cdot 10^{-6}$	49	$2.901 \cdot 10^{-8}$			
<i>Total</i>	$3.170 \cdot 10^{-6}$	63				

La ecuación que describe como varía la actividad beta total en esta estación viene dada por la expresión:

$$\begin{aligned}
 A_{\beta} = & (8.9 \pm 0.2) \cdot 10^{-4} - (1.0 \pm 0.1) \cdot 10^{-4} * I_1(1) - (5.1 \pm 0.7) \cdot 10^{-5} * I_1(2) - \dots \\
 & \dots - (1.14 \pm 0.07) \cdot 10^{-4} * I_1(3) + (1.4 \pm 0.5) \cdot 10^{-5} * I_1(4) + \dots \\
 & \dots + (5.43 \pm 0.05) \cdot 10^{-5} * I_1(5) + (6.9 \pm 0.04) \cdot 10^{-5} * I_1(6) + \dots \\
 & \dots + (1.17 \pm 0.06) \cdot 10^{-4} * I_1(7) + (1.14 \pm 0.04) \cdot 10^{-4} * I_2(1) + \dots \\
 & \dots + (1.6 \pm 0.4) \cdot 10^{-5} * I_2(2) - (3.84 \pm 0.07) \cdot 10^{-5} * I_2(3) - \dots \\
 & \dots - (1.04 \pm 0.05) \cdot 10^{-4} * I_2(4) + (1.77 \pm 0.05) \cdot 10^{-5} * T_{Med} - \dots \\
 & \dots - (5.6 \pm 0.1) \cdot 10^{-6} * H_{Rel} - (8.9 \pm 0.4) \cdot 10^{-6} * V_{Vel}
 \end{aligned}$$

donde:

$I_1(1) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 1$ ,  $I_1(1) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(2) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 2$ ,  $I_1(2) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(3) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 3$ ,  $I_1(3) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(4) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 4$ ,  $I_1(4) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(5) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 5$ ,  $I_1(5) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(6) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 6$ ,  $I_1(6) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_1(7) = 1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 7$ ,  $I_1(7) = -1$  si  $\mathbf{A}_{Precip.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(1) = 1$  si  $\mathbf{V}_{Dir.} = 4$ ,  $I_2(1) = -1$  si  $\mathbf{V}_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(2) = 1$  si  $\mathbf{V}_{Dir.} = 5$ ,  $I_2(2) = -1$  si  $\mathbf{V}_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(3) = 1$  si  $\mathbf{V}_{Dir.} = 6$ ,  $I_2(3) = -1$  si  $\mathbf{V}_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

$I_2(4) = 1$  si  $\mathbf{V}_{Dir.} = 7$ ,  $I_2(4) = -1$  si  $\mathbf{V}_{Dir.} = 8$ , en cualquier otro caso vale 0.

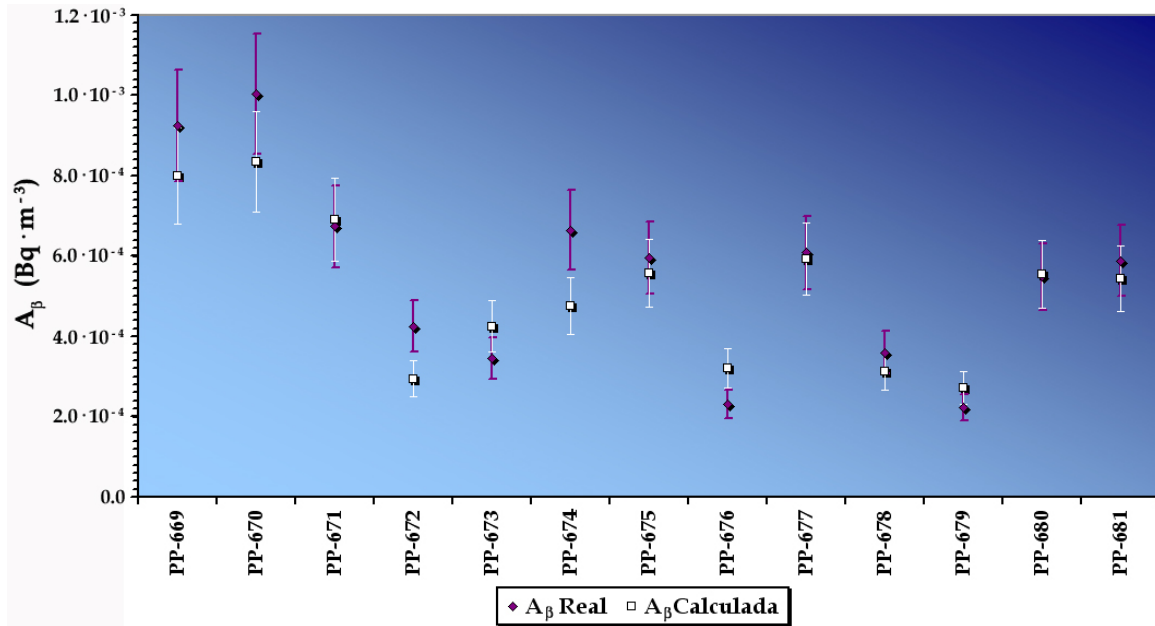
$T_{Med}$ , es la temperatura media del período de muestreo, expresada en °C.

$H_{Rel}$ , es la humedad relativa media del período de muestreo, expresada en %.

$V_{Vel}$ , es la velocidad media en el período de muestreo, expresada en  $\text{Km} \cdot \text{h}^{-1}$ .

A continuación, compararemos los valores pronosticados por el modelo con los obtenidos experimentalmente<sup>32</sup>, y para ello, los representaremos juntos en la **Figura 9.10**, página 392. En esta figura podemos observar que el modelo reproduce de forma adecuada la variación del índice de actividad beta total, ya que los valores medidos y los pronosticados se encuentran muy próximos.

<sup>32</sup>En el **Anexo I** se muestran los períodos de muestreo de cada uno de los filtros, así como, el volumen de aire muestreado, el tiempo total de muestreo, el peso depositado y el espesor másico.



**Figura 9.10.** Valores de la actividad beta determinados mediante el modelo de predicción de la estación de otoño y valores reales medidos.

Los estadísticos de validación obtenidos para este modelo se muestran en la **Tabla 9.49** y de ellos podemos deducir que:

- El modelo obtenido reproduce de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad beta total, ya que el valor del **IOA** es superior a 0.850.
- La eficiencia del modelado, **MEF**, es del 82.46 %, siendo este valor el más elevado de los obtenidos en las cuatro estaciones.
- El valor del **BIAS**,  $3.964 \cdot 10^{-5} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ , nos indica que el modelo tiende a subestimar el índice de actividad beta total.

**Tabla 9.49.** Estadísticos de validación obtenidos para el modelo de la estación de otoño.

Modelo	RMSE ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	MAE ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	NMAE	BIAS ( $\text{Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ )	IOA	MEF
<b>Modelo Global</b>	$9.600 \cdot 10^{-5}$	$7.702 \cdot 10^{-5}$	0.159	$3.964 \cdot 10^{-5}$	0.9446	0.8246



### 9.3. Análisis de series temporales

Una serie temporal, llamada también serie histórica o serie cronológica, es una sucesión de los valores observados de una variable, referidos a períodos de tiempo generalmente regulares, y por lo general, se cumple que el dato extraído para un período concreto no será independiente de los datos extraídos en períodos anteriores [Peña, 2005].

El objetivo que se persigue mediante el análisis de series temporales es doble:

- En primer lugar, se pretende explicar las variaciones observadas de la serie en el pasado, tratando de determinar si responden a un patrón de comportamiento concreto.
- En segundo lugar, si se consigue definir ese patrón o modelo, se intentará predecir el comportamiento futuro de la serie.

Las series temporales se pueden clasificar en:

- **Estacionarias:** Cuando los valores que constituyen la serie oscilan en torno a un nivel constante.
- **No Estacionarias:** Cuando la serie no se mantiene en un nivel constante. Éstas, a su vez, se pueden clasificar en:
  - ▮ **Tendencia positiva:** Cuando los valores de la serie aumenta con el intervalo de tiempo.
  - ▮ **Tendencia negativa:** Cuando los valores de la serie disminuyen con el intervalo de tiempo.
- **Estacionales:** Cuando la serie presenta un comportamiento superpuesto que se repite a lo largo del tiempo.

Cualquier serie temporal la podemos explicar como resultado de cuatro componentes [Uriel Jiménez, 1995]: **Tendencia, Variaciones Estacionales, Variaciones Cíclicas y Variaciones Residuales o Accidentales**. Estas cuatro componentes las podemos definir como:

- ▮ **Tendencia (T):** Es la componente que recoge el comportamiento de la serie a largo plazo.
- ▮ **Variaciones estacionales (VE):** Es la componente de la serie que recoge el comportamiento periódico de los valores.

- ▶ **Variaciones cíclicas (C):** Esta componente resulta difícil de aislar, pues ocurre, con frecuencia, que se superpongan ciclos de distintos periodos o amplitudes.
- ▶ **Variaciones accidentales (R):** Esta componente no responde a ningún patrón de comportamiento, sino que es el resultado de factores fortuitos o aleatorios que inciden de forma aislada y no permanente en la serie.

La interacción de las cuatro componentes anteriores genera la serie temporal. La forma en que se combinan estos factores puede ser muy variada, pero tradicionalmente se ha optado por dos modelos distintos. El aditivo y el multiplicativo, aunque en algunas ocasiones se mezclan ambos. Según el modelo que se adopte, la serie temporal se podrá escribir como:

$$\begin{aligned} \text{Modelo Aditivo} &\implies Y_t = T_t + VE_t + C_t + R_t \\ \text{Modelo Multiplicativo} &\implies Y_t = T_t \cdot VE_t \cdot C_t \cdot R_t \end{aligned}$$

Una vez que hemos descrito que es una serie temporal y los componentes que la forman, procederemos a aplicar la metodología del análisis de series temporales a los índices de actividad alfa total y beta total, para obtener los correspondientes modelos de predicción, basados en los datos obtenidos en el período 2000 – 2005.

### 9.3.1. Estudio de la tendencia de los índices de actividad

Para poder determinar si una serie temporal presenta un movimiento a largo plazo que responda a una determinada ley de crecimiento, decrecimiento o estabilidad, es necesario que la serie conste de un elevado número de observaciones, y por ello, en el estudio de la tendencia de los índices de actividad alfa total y beta total vamos a considerar los datos recogidos desde el año 2000 hasta el año 2005.

El comportamiento de una serie temporal puede responder a distintos perfiles: lineal, exponencial, parabólico, logístico, etc. Por otra parte, mediante la tendencia se puede establecer si la serie es estacionaria o evolutiva.

Una forma fácil y rápida de averiguar si los valores de los índices de actividad alfa total y beta total presentan tendencia es representar como varían las actividades medidas en función del tiempo. Por ello, hemos representado dichos índices en función del tiempo, obteniendo las **Figuras 9.11 y 9.12**, página 395, de las que se puede deducir que las actividades no presentan ninguna tendencia, pero sí un comportamiento cíclico, y por ello, procederemos a realizar el

correspondiente análisis espectral de las dos series, y mediante éste, determinaremos si los índices de actividad alfa total y beta total presentan un comportamiento cíclico.

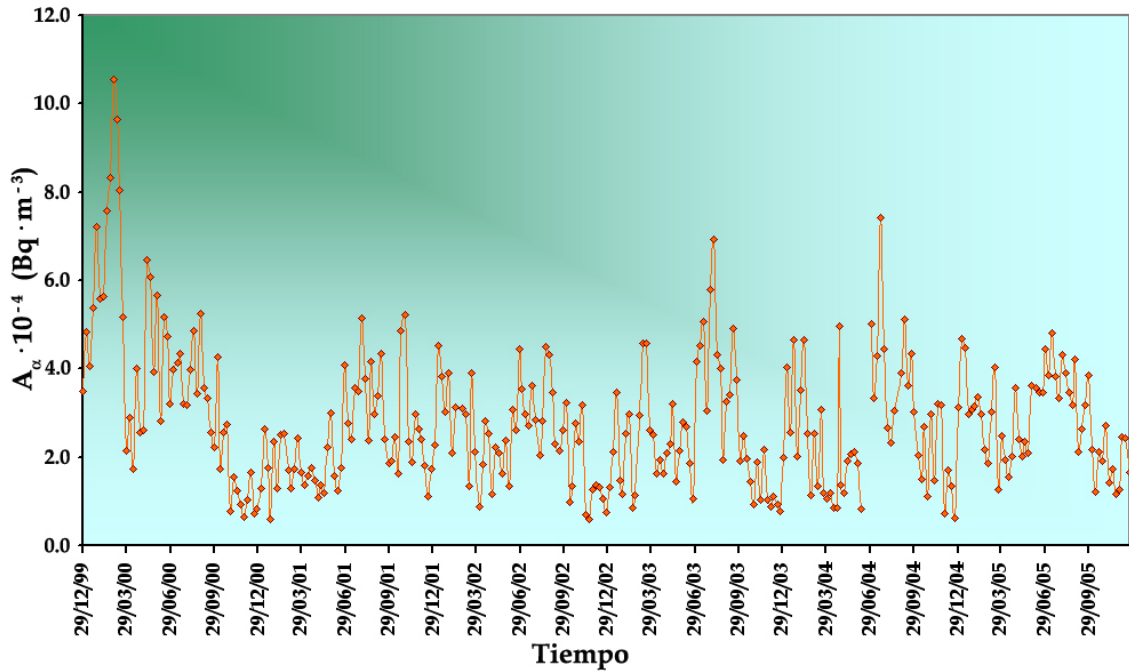


Figura 9.11. Variación del índice de actividad alfa total a lo largo del período de muestreo.

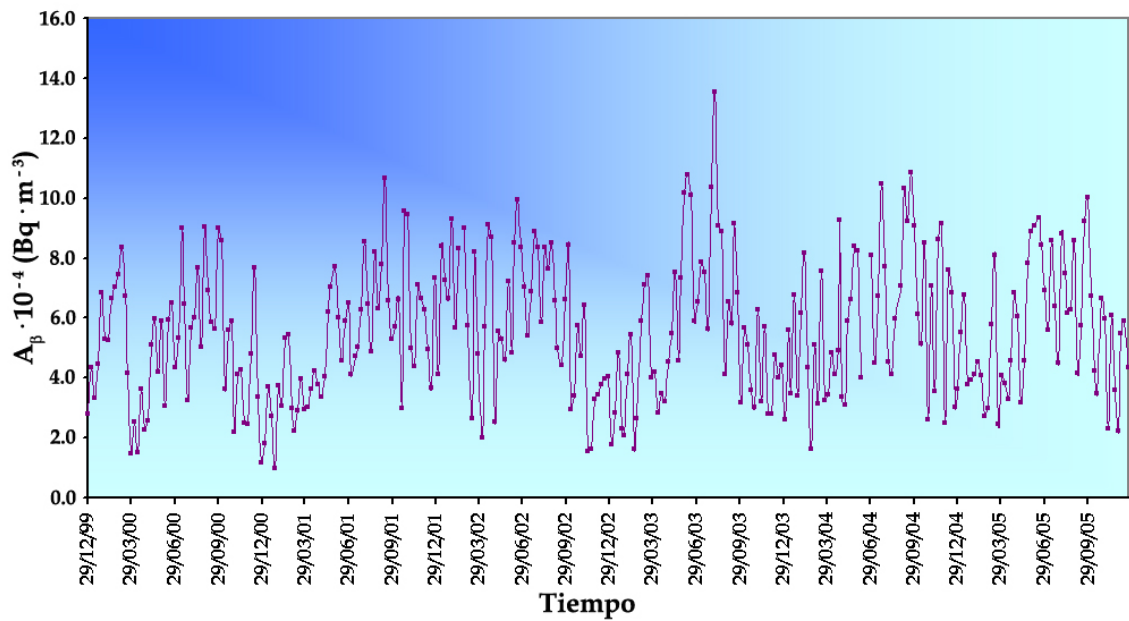


Figura 9.12. Variación del índice de actividad beta total a lo largo del período de muestreo.

### 9.3.2. Análisis espectral

**Fourier** demostró, a principios del siglo XIX, que toda función periódica puede representarse como una combinación de funciones seno y coseno [Peña, 2005], y por tanto, en base a esto, podremos representar la variabilidad observada en los índices de actividad alfa total y beta total, a lo largo del período muestreo, como:

$$\begin{aligned} A_\alpha(t) &= \frac{1}{2}a_0 + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos \omega_0 n t + b_n \text{sen } \omega_0 n t) \\ A_\beta(t) &= \frac{1}{2}a_0 + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos \omega_0 n t + b_n \text{sen } \omega_0 n t) \end{aligned} \quad (9.11)$$

Los coeficientes  $a$  y  $b$  reciben el nombre de **coeficientes de Fourier**.

Puesto que poseemos una muestra discreta de  $N$  datos<sup>33</sup>, la expresión anterior reduce su sumatorio hasta  $k = \frac{N}{2}$ , si  $N$  es par, o hasta  $k = \frac{N-1}{2}$ , si  $N$  es impar. Por tanto, la **ecuación** (9.11) quedaría como:

$$\begin{aligned} A_\alpha(t) &= \frac{1}{2}a_0 + \sum_{n=1}^k (a_n \cos \omega_0 n t + b_n \text{sen } \omega_0 n t) \\ A_\beta(t) &= \frac{1}{2}a_0 + \sum_{n=1}^k (a_n \cos \omega_0 n t + b_n \text{sen } \omega_0 n t) \end{aligned} \quad (9.12)$$

Los valores  $n$  determinan las frecuencias correspondientes a la siguiente expresión:  $\omega_i = \frac{2\pi n}{N}$ ,  $n = 1, \dots, k$ , así por ejemplo, si  $n = 1$  tenemos un componente de período  $N$ .

Los **coeficientes de Fourier**,  $a$  y  $b$ , pueden estimarse mediante las siguientes expresiones:

$$\begin{aligned} \hat{a}_0 &= \sum_{t=1}^N \frac{A(t)}{N} & \hat{a}_n &= \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N A(t) \cos \omega_i t \\ \hat{b}_n &= \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N A(t) \text{sen } \omega_i t & \hat{a}_{N/2} &= \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N A(t) \cos \pi t \end{aligned}$$

Con  $\omega_i = \frac{2\pi n}{N}$  y  $n = 1, \dots, k$ , donde  $k = \frac{N}{2}$  si  $N$  es par, y  $k = \frac{N-1}{2}$  si  $N$  es impar.

---

<sup>33</sup>El número de datos con actividad superior al límite inferior de detección, tanto para el índice de actividad alfa total como para el índice de actividad beta total, es de 310, ya que hemos considerado los datos recogidos desde el año 2000 hasta el año 2005, ambos inclusive.

En base a estos resultados, **Schuster**, en 1898, propuso un procedimiento para determinar las periodicidades ocultas, consistente en calcular el valor de los parámetros  $a$  y  $b$  para las distintas *frecuencias de Fourier*, al objeto de determinar si una frecuencia dada está realmente presente en la serie. Para ello, calculó la amplitud mediante la expresión:

$$A = \sqrt{(a^2 + b^2)} \quad (9.13)$$

Al normalizar la **ecuación** (9.13) obtenemos otra expresión mediante la que se magnifican las diferencias entre amplitudes pequeñas y grandes:

$$I(\omega_i) = \frac{(a^2 + b^2)}{2\omega_0} \quad (9.14)$$

Si representamos las intensidades anteriores respecto a  $\omega_i$  obtendremos el correspondiente **periodograma**, o espectro de amplitud.

Cuando la serie presenta un componente periódico de frecuencia,  $\omega_i$ , el **periodograma** presenta un pico equivalente a la amplitud normalizada de dicho componente.

En definitiva, el *periodograma* mide las aportaciones de los componentes periódicos de una frecuencia determinada,  $\omega_i$ , a la varianza total de la serie. Por tanto, la presencia de un pico en el periodograma, para una frecuencia dada, indica que esa frecuencia posee una mayor importancia en la serie que el resto de ellas.

Considerando lo expuesto hasta hora, podremos determinar la intensidad de los periodogramas de los índice de actividad alfa total y beta total mediante las expresiones siguientes:

$$I(\omega_i)_\alpha = \frac{2}{N} \left\{ \left[ \sum_{t=1}^{t=N} A_\alpha(t) \cos \omega_i t \right]^2 + \left[ \sum_{t=1}^{t=N} A_\alpha(t) \text{sen} \omega_i t \right]^2 \right\}$$

$$I(\omega_i)_\beta = \frac{2}{N} \left\{ \left[ \sum_{t=1}^{t=N} A_\beta(t) \cos \omega_i t \right]^2 + \left[ \sum_{t=1}^{t=N} A_\beta(t) \text{sen} \omega_i t \right]^2 \right\}$$

Con  $\omega_i = \frac{2\pi n}{N}$  y  $n = 1, \dots, k$ , donde  $k = \frac{N}{2}$  si  $N$  es par y  $k = \frac{N-1}{2}$  si  $N$  es impar.

En las **Figuras 9.13 y 9.14**, página 399, se muestran los periodogramas obtenidos para el índice de actividad alfa total<sup>34</sup> y el índice de actividad beta total<sup>35</sup>. Si analizamos dichas figuras podemos extraer las siguientes conclusiones:

► **Índice de actividad alfa total:**

- Muestra tres máximos claramente diferenciados a las frecuencias de  $0.0129 \text{ semana}^{-1}$ ,  $0.0194 \text{ semana}^{-1}$  y  $0.0387 \text{ semana}^{-1}$ , correspondiendo a este último pico la mayor intensidad. Por tanto, la mayor intensidad corresponde a ciclos de 26 semanas, hecho que corroboran los resultados obtenidos en los capítulos anteriores, en los que se observaba una marcada diferencia entre las estaciones de otoño e invierno, y primavera y verano. Por otra parte, el pico de  $0.0194 \text{ semana}^{-1}$ , equivalente a períodos de 52 semanas, nos indicaría que este índice también presenta un comportamiento cíclico, con períodos de aproximadamente un año, pero menos acusado que los ciclos semestrales. Por último, el pico obtenido a frecuencias de  $0.0129 \text{ semana}^{-1}$ , equivalente a ciclos de 78 semanas, podríamos interpretarlos como la suma de los dos períodos anteriores. Todo ello, nos lleva a afirmar que el índice de actividad alfa total presenta un marcado carácter semestral.

► **Índice de actividad beta total:**

- En este caso, se observa un máximo, claramente diferenciado, a una frecuencia de  $0.0194 \text{ semana}^{-1}$ , equivalente a un período de 52 semanas, lo que nos indicaría que el índice de actividad beta total presenta una periodicidad anual. También se observan otro dos pequeño máximos secundarios a las frecuencias de  $0.0774 \text{ semana}^{-1}$  y  $0.0387 \text{ semana}^{-1}$ , correspondientes a ciclos de 13 y 26 semanas, respectivamente, poniendo de manifiesto que el índice de actividad beta total posee un perfil estacional menos acusado que el índice de actividad alfa total.

---

<sup>34</sup>En el caso del índice de actividad alfa total se han considerado las 310 muestras que han presentado actividad superior al LID, en el período de muestreo 2000 – 2005.

<sup>35</sup>Para el índice de actividad beta total se han considerado 310 muestras con actividad superior al LID, recogidas en el período de muestreo 2000 – 2005.

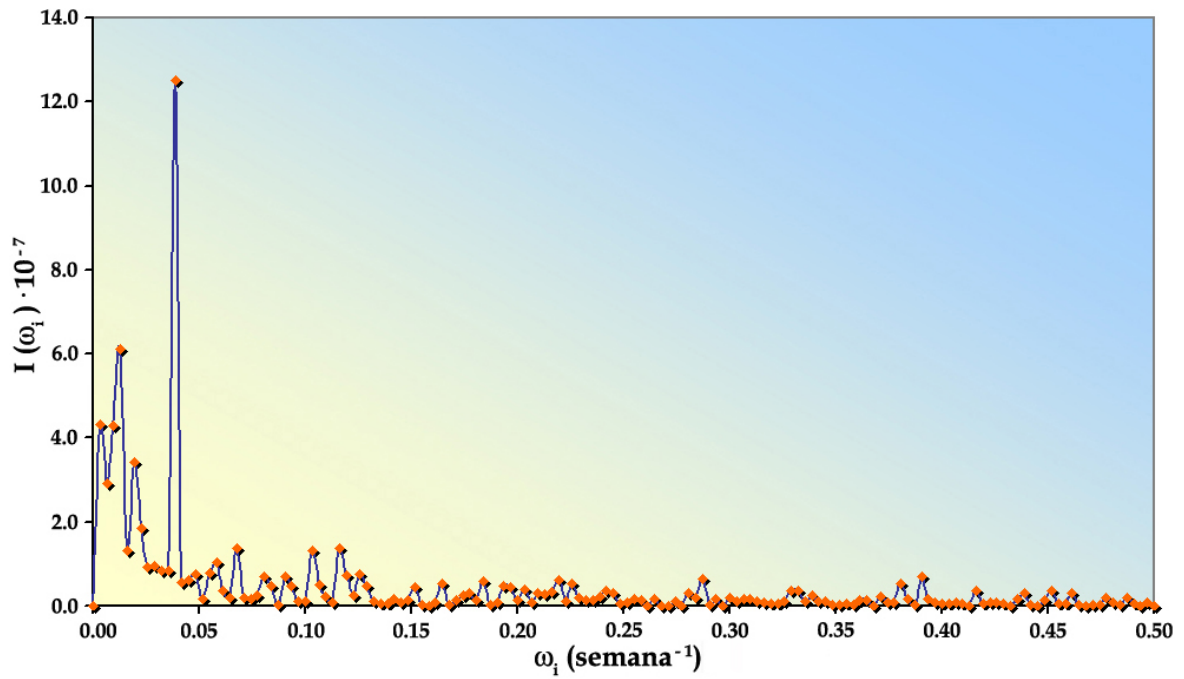


Figura 9.13. Periodograma obtenido para el índice de actividad alfa total.

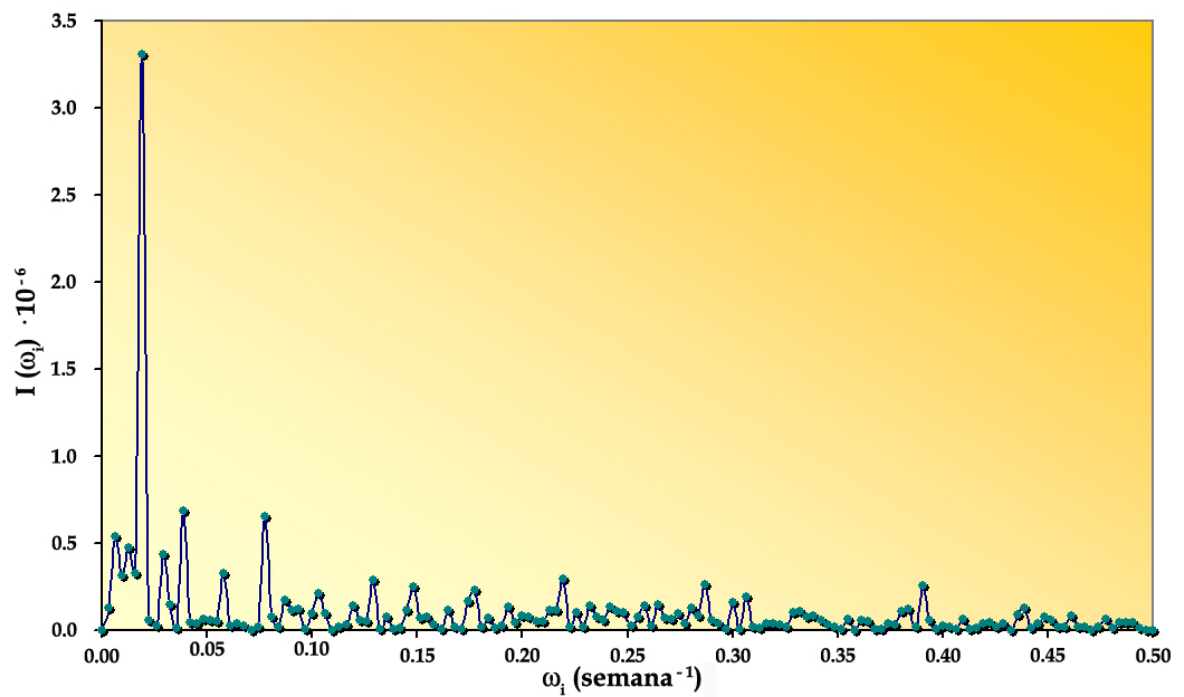


Figura 9.14. Periodograma obtenido para el índice de actividad beta total.

## 9.4. Modelos ARIMA

A comienzo de los años 70, **G.E.P. Box**, profesor de estadística de la *Universidad de Wisconsin*, y **G.M. Jenkins**, profesor de ingeniería de sistemas de la *Universidad de Lancaster*, introdujeron una pequeña revolución en el enfoque del análisis de series temporales en sus trabajos sobre el comportamiento de la contaminación en la bahía de San Francisco, con el propósito de establecer mejores mecanismos de pronóstico y control [**Box and Jenkins, 1994**]. Estos procedimientos son ampliamente utilizados en diferentes ramas de la ciencia, recibiendo el nombre de **Modelos ARIMA**<sup>36</sup>, aunque también se les conoce como **modelos de Box-Jenkins**.

El nombre de modelos **ARIMA** deriva de sus tres componentes: *Autorregresivo*, **AR**, *Integrado*, **I**, de *Medias Móviles* **MA**. Estos modelos nos permiten describir un valor como una función lineal de datos anteriores y errores debidos al azar, pudiendo incluir una componente cíclica o estacional.

La metodología **ARIMA** nos permite modelar una serie temporal, y para ello, debemos realizar las siguientes etapas:

- **Recogida de datos:** Es conveniente disponer de al menos 50 datos, y en el caso de series mensuales, es necesario trabajar con un mínimo de cinco años completos de datos.
- **Representación gráfica de la serie:** Nos permite determinar la estacionalidad de la serie.
- **Transformación previa de la serie:** La transformación logarítmica es necesaria en caso de que la serie presente una distribución no normal.
- **Eliminación de la tendencia:** La observación del gráfico de la serie nos indicará la existencia de tendencia. Una tendencia lineal será corregida tomando primeras diferencias, siendo éste el caso más frecuente. Una tendencia no lineal suele llevar en la práctica al uso de dos diferencias como mucho.
- **Identificación del modelo:** Consiste en determinar el tipo de modelo más adecuado para la serie objeto de estudio, es decir, el orden de los procesos autorregresivos y de medias móviles de la componente regular y estacional.

---

<sup>36</sup>Del inglés *Auto Regressive Integrated Moving Average*.



- **Estimación de los coeficientes del modelo:** Decidido el modelo, se procede a la estimación de sus parámetros mediante el empleo de procedimientos iterativos de cálculo.
- **Contraste de la validez del modelo obtenido.**
- **Análisis detallado de los errores:** Se comprueba la no existencia de un comportamiento sistemático en las diferencias entre valores reales y estimados, así como, la existencia de errores especialmente significativos.
- **Selección del modelo:** En base a los resultados obtenidos en las distintas etapas se seleccionará el modelo más adecuado.

El modelo *ARIMA* general, no considerando la estacionalidad, se describe, tradicionalmente, como *ARIMA* ( $p, d, q$ ), donde:

- $p$  es el orden de la autorregresión.
- $d$  es el grado de diferenciación.
- $q$  es el orden de la media móvil.

En el caso de modelos estacionales la notación es *ARIMA* ( $p, d, q$ )  $\times$  ( $P, D, Q$ ) $_T$ , donde:

- ▶  $p$  es el orden de la autorregresión de la parte no estacional.
- ▶  $d$  es el grado de diferenciación de la parte no estacional.
- ▶  $q$  es el orden de la media móvil de la parte no estacional.
- ▶  $P$  es el orden de la autorregresión de la parte estacional.
- ▶  $D$  es el grado de diferenciación de la parte estacional.
- ▶  $Q$  es el orden de la media móvil de la parte estacional.
- ▶  $T$  representa la periodicidad de la parte estacional.

### 9.4.1. Modelos autorregresivos AR (p)

Un modelo autorregresivo describe una clase particular de proceso en el que las observaciones, en un momento dado, son predecibles a partir de las observaciones previas del proceso añadiéndole un término de error. En un proceso autorregresivo de primer orden sólo se usa el valor precedente; en un proceso autorregresivo de segundo orden se usan los dos valores precedentes, y así, sucesivamente. Estos procesos se denotan normalmente como **AR(p)**, donde  $p$  es el orden del proceso. Por tanto, un proceso AR(1) es un proceso autorregresivo de primer orden, donde:

$$Y_t = C + \phi_1 \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9.15)$$

Donde  $C$  y  $-1 < \phi_1 < 1$  son las constantes a determinar<sup>37</sup> y  $\varepsilon_t$  es una variable de “ruido blanco” con varianza  $\sigma^2$ . La variable  $\varepsilon_t$ , que representa la nueva información que se añade al proceso en cada instante, se conoce como innovación. El coeficiente  $\phi_1$  se estima a partir de la serie temporal observada e indica lo fuerte que es la dependencia entre un determinado valor y su valor precedente.

De forma general, el proceso autorregresivo de orden  $p$ , representado por **ARIMA (p,0,0)**, o simplemente por **AR(p)**, se representa mediante la siguiente ecuación:

$$Y_t = \phi_1 \cdot Y_{t-1} + \dots + \phi_p \cdot Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (9.16)$$

Si la ecuación anterior la escribimos en forma abreviada quedaría como:

$$\phi_p(B)Y_t = \phi_0 + \varepsilon_t \quad (9.17)$$

donde  $\phi_p(B)$  es lo que se conoce como **operador polinomial de retardos**:

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 \cdot B - \phi_2 \cdot B^2 - \dots - \phi_p \cdot B^p \quad (9.18)$$

y donde, a su vez, el término  $B$  es lo que se conoce como operador de retardo, tal que aplicado al valor de una variable en  $t$ , dé como resultado el valor de esa misma variable en  $t - 1$ :

$$B \cdot Y_t = Y_{t-1}$$

---

<sup>37</sup>La condición  $-1 < \phi_1 < 1$  es necesaria para que el proceso sea estacionario.

y aplicado, sucesivamente,  $p$  veces, retarda el valor en  $p$  períodos

$$B^p \cdot Y_t = Y_{t-p}$$

Normalmente, se suele trabajar con modelos autorregresivos de órdenes bajos: AR(1) o AR(2), o bien con órdenes coincidentes con la periodicidad de los datos de la serie analizada, si es trimestral AR(4), si es semestral AR(6), si es mensual AR(12), etc.

### 9.4.2. Modelos de medias móviles MA (q)

En el apartado anterior hemos estudiado los procesos autorregresivos, que se caracterizan por tener una memoria relativamente larga, ya que el valor actual está correlacionado con todos los anteriores, aunque con coeficientes decrecientes. Los procesos AR poseen el inconveniente de no representar series de memoria muy corta, donde el valor actual de la serie sólo está correlado con un número pequeño de valores anteriores, de manera que la función de autocorrelación simple posea unas pocas autocorrelaciones distintas de cero. Por esta razón, se emplea una familia de procesos que poseen la propiedad de *memoria muy corta*, y son los llamados procesos de *media móvil*, o procesos **MA**<sup>38</sup>. Estos procesos se caracterizan por ser función de un número finito, y generalmente pequeño, de las innovaciones pasadas.

El proceso de *media móvil* más simple es el de orden 1, representado como **MA(1)**, o también por **ARIMA(0,0,1)**. Este proceso se define añadiendo a un proceso de ruido blanco una dependencia del valor actual de la serie de la última innovación ocurrida. De este modo, el proceso será una combinación lineal de los dos últimas innovaciones, de acuerdo con la ecuación:

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} \quad (9.19)$$

Este proceso es la suma de los dos procesos estacionarios,  $\varepsilon_t$  y  $\theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1}$ , por tanto, siempre será estacionario para cualquier valor del parámetro a diferencia de lo que ocurría con los modelos AR. Por otra parte, supondremos que  $|\varepsilon| < 1$ , de manera que la innovación pasada tenga menos peso que la presente. En este caso, diremos que el proceso es *invertible* y tiene la propiedad de que el efecto de los valores pasados decrece con el tiempo..

---

<sup>38</sup>Del inglés *Moving Average*.

Generalizando la idea de un  $MA(1)$ , podemos escribir procesos cuyo valor actual dependa no sólo de la última innovación, sino de las  $q$  últimas innovaciones, obteniendo, por tanto, los procesos  $MA(q)$ <sup>39</sup>, representados mediante la expresión:

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \cdot \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \cdot \varepsilon_{t-q} \quad (9.20)$$

Introduciendo la notación del operador polinomial de retardos la **ecuación** (9.20) quedaría como:

$$Y_t = (1 - \theta_1 \cdot B - \theta_2 \cdot B^2 - \dots - \theta_q \cdot B^q) \cdot \varepsilon_t \quad (9.21)$$

Si la **ecuación** (9.21) la escribimos de forma más compacta obtendríamos la siguiente expresión:

$$Y_t = \theta_q(B) \cdot \varepsilon_t \quad (9.22)$$

### 9.4.3. Modelos ARMA (p,q)

Matemáticamente, los procesos **ARMA** resultan de añadir la estructura **MA** a un proceso **AR** o viceversa. El modelo más simple es el **ARMA(1,1)**, que también podríamos expresarlo como **ARIMA(1,0,1)**, y vendría dado por la siguiente expresión:

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \phi_1 \cdot Y_{t-1} \quad (9.23)$$

o, con notación de operadores:

$$(1 - \phi_1 \cdot B)Y_t = (1 - \theta_1 \cdot B)\varepsilon_t \quad (9.24)$$

donde  $|\phi_1| < 1$  para que el proceso sea estacionario, y  $|\theta_1| < 1$  para que sea invertible. Además supondremos que  $|\phi_1| \neq \theta_1$ , ya que si ambos parámetros fuesen idénticos tendríamos que, al multiplicar ambos miembros por el operador  $(1 - \phi_1 B)^{-1}$ ,  $Y_t = \varepsilon_t$ , y el proceso sería *ruido blanco*.

El modelo **ARMA(p,q)** vendrá dado por la ecuación;

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \cdot \varepsilon_{t-q} + \phi_1 \cdot Y_{t-1} + \dots + \phi_p \cdot Y_{t-p} \quad (9.25)$$

que puede expresarse de la forma:

$$Y_t - \phi_1 \cdot Y_{t-1} - \dots - \phi_p \cdot Y_{t-p} = \varepsilon_t - \theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \cdot \varepsilon_{t-q}$$

<sup>39</sup>Estos proceso también se pueden denotar como **ARIMA(0,0,q)**.

y empleando los operadores polinomiales de retardo, el modelo quedaría expresado en forma compacta del siguiente modo:

$$\phi_p(B)Y_t = \theta_q(B) \cdot \varepsilon_t \quad (9.26)$$

#### 9.4.4. Modelos integrados

En este apartado estudiaremos los procesos no estacionarios. Un proceso puede ser no estacionario en la media<sup>40</sup>, en la varianza<sup>41</sup>, en las autocorrelaciones<sup>42</sup>, o en otras características de la distribución<sup>43</sup> de las variables. Los procesos no estacionarios más importantes son los **procesos integrados**, que tienen la propiedad fundamental de que al diferenciarlos se obtienen procesos estacionarios. Por tanto, si consideramos el proceso no estacionario:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9.27)$$

El modelo anterior es un  $AR(1)$  con un coeficiente  $\phi_1 = 1$ , que puede transformarse fácilmente en estacionario mediante el proceso:

$$\omega_t = Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \varepsilon_t \quad (9.28)$$

Si consideramos el caso inverso, es decir, como obtener  $Y_t$  a partir del proceso  $\omega_t$  podemos plantear sustituciones sucesivas:

$$\begin{aligned} Y_t &= \omega_t + Y_{t-1} = \omega_{t-1} + Y_{t-2} = \\ &= \dots = \\ &= \omega_t + \omega_{t-1} + \omega_{t-2} + \omega_{t-3} + \omega_{t-4} + \dots + \omega_{t-d} \end{aligned} \quad (9.29)$$

Por tanto, el proceso  $Y_t$  lo podemos obtener sumando, o lo que es lo mismo, *integrando* el proceso  $\omega_t$ .

<sup>40</sup>Cuando el nivel de la serie no es estable en el tiempo, pudiendo tener tendencia creciente o decreciente, diremos que la serie no es estacionaria en la media.

<sup>41</sup>Cuando la variabilidad se modifica con el tiempo diremos que la serie no es estacionaria en la varianza.

<sup>42</sup>Cuando las autocorrelaciones se modifican con el tiempo diremos que la serie no es estacionaria en las autocorrelaciones.

<sup>43</sup>Cuando la distribución de la variable en cada instante varía con el tiempo diremos que la serie no es estacionaria en distribución.

A un proceso integrado  $Y_t$  se le denomina proceso **ARIMA**  $(p,d,q)$  si tomando primeras diferencias  $d$  veces se obtiene un proceso estacionario  $\omega_t$  del tipo **ARMA**  $(p,q)$ . Así pues, se tendría que:

$$\begin{aligned}\omega_t &= \Delta^d Y_t = (1 - B)^d Y_t \\ (1 - \phi_1 \cdot B - \dots - \phi_p \cdot B^p) \cdot \omega_t &= (1 - \theta_1 \cdot B - \dots - \theta_q \cdot B^q) \cdot \varepsilon_t\end{aligned}\tag{9.30}$$

sustituyendo el valor de  $\omega_t$  en la segunda expresión podríamos representar el modelo **ARIMA**  $(p,d,q)$  como:

$$(1 - \phi_1 \cdot B - \dots - \phi_p \cdot B^p) \cdot (1 - B)^d Y_t = (1 - \theta_1 \cdot B - \dots - \theta_q \cdot B^q) \cdot \varepsilon_t\tag{9.31}$$

y al emplear la notación de operadores polinomiales de retardo la **ecuación** (9.31) quedaría como:

$$\phi(B) \cdot (1 - B)^d Y_t = \theta(B) \cdot \varepsilon_t\tag{9.32}$$

### 9.4.5. Identificación del modelo

Una vez que hemos descrito los posibles modelos **ARIMA** a los que se pueden ajustar los datos, deberemos determinar modelo que mejor reproduce su comportamiento. Para ello, en primer lugar, deberemos establecer si la serie temporal es estacionaria, siendo éste un requerimiento necesario y obligado para poder emplear la metodología **ARIMA**. Diremos que un proceso estocástico es estacionario cuando al realizar un mismo desplazamiento en el tiempo de todas la variables de cualquier distribución conjunta finita, resulta que esta distribución no varía, es decir:

$$F(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_k}) = F(Y_{t_1+m}, Y_{t_2+m}, \dots, Y_{t_k+m})$$

Como vimos en el apartado anterior, una serie temporal no estacionaria tendrá que ser diferenciada hasta obtener una serie estacionaria, determinando de este modo el valor de  $d$ .

Una vez que la serie ya es estacionaria, es decir, una vez que hemos determinado el valor del parámetro  $d$ , deberemos estimar, en una primera aproximación, los posibles valores de los parámetros  $p$  y  $q$ , haciendo uso de la función de autocorrelación simple, **FACS**, y de la función de autocorrelación parcial **FACP**, ya que estas dos funciones nos orientan sobre la posible formulación del modelo.

El valor de la correlación para sucesivos valores del retardo  $k$  proporciona la *función de autocorrelación*. Esta función expresa las características dinámicas del proceso, ya que recoge la influencia del pasado en el presente. Así, un proceso en el que cada variable dependa sólo de la anterior tendrá nulos todos los coeficientes de autocorrelación excepto el primero. Si cada variable depende de las dos previas, entonces la autocorrelación será no nula para los órdenes uno y dos, y nula para órdenes superiores. En otras palabras, la función de autocorrelación refleja la memoria del proceso<sup>44</sup>. La autocorrelación, tanto simple como parcial, puede ser estimada a partir de las autocovarianzas<sup>45</sup>.

A partir de las autocovarianzas teóricas, podemos obtener el coeficiente de correlación de un proceso en el desplazamiento  $k$  mediante la expresión:

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y_t - \bar{Y}_t) \cdot (Y_{t+k} - \bar{Y}_t)}{\sqrt{\left[ \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_t)^2 \right] \cdot \left[ \sum_{t=k+1}^n (Y_{t+k} - \bar{Y}_t)^2 \right]}} \quad (9.33)$$

y puesto que una de las premisas fijadas en la obtención de modelos *ARIMA* es que los datos sean estacionarios, debe cumplirse entonces que la varianza del proceso  $Y_t$  es la misma en el tiempo  $t$  que en el tiempo  $t + k$ , de modo que,

$$\left[ \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_t)^2 \right] = \left[ \sum_{t=k+1}^n (Y_{t+k} - \bar{Y}_t)^2 \right]$$

y, por tanto, la **ecuación** (9.33) se puede expresar como:

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y_t - \bar{Y}_t) \cdot (Y_{t+k} - \bar{Y}_t)}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_t)^2} \quad (9.34)$$

La autocorrelación estimada sirve para inferir los órdenes de retardos que son significativos en el estudio de una serie temporal, es decir, los órdenes de retardos implicados en el proceso teórico que subyace a los datos. El modelo que se elija para representar el proceso debe incluir, precisamente, los órdenes de retardo correspondientes a coeficientes de autocorrelación significativos.

<sup>44</sup>El número de períodos durante los cuales una variable continúa teniendo influencia en la evolución del proceso.

<sup>45</sup>La autocovarianza se define como la covarianza calculada respecto de dos datos numéricos de una serie temporal que se encuentran en distintos momentos de tiempo, y vendrá dada por la expresión:  $\gamma_k = Cov(Y_t, Y_{t+k})/Var(Y_t)$ .

La forma que presente el *correlograma*<sup>46</sup> de estas dos funciones nos permite extraer la siguiente información:

- ❖ Si la *FACS* está más ajustada que la *FACP* el modelo suele ser del tipo  $(0, d, q)$ , por tanto se calcularía el parámetro *MA* y el grado de diferenciación.
- ❖ Si la *FACP* está más ajustada que la *FACS* el modelo suele ser del tipo  $(p, d, 0)$ , y por tanto, se calcularía el parámetro *AR* y el grado de diferenciación.
- ❖ Si las funciones *FACS* y *FACP* están ajustadas el modelo puede ser  $(p, d, q)$ , y por lo tanto, deberíamos calcular los parámetros *MA*, *AR* y el grado de diferenciación.

Los procesos de medias móviles presentan *FACS* con un número finito de valores distintos de cero. Por tanto, un proceso  $MA(q)$  tiene los primeros  $q$  términos de la *FACS* distintos de cero y los demás son nulos. Esta propiedad es la que nos permite identificar el modelo.

En el caso de un modelo  $AR(p)$  los  $p$  primeros términos de la *FACP* serán distintos de cero y el resto nulos. En la práctica, esta afirmación no se cumple sino que los términos de la *FACP* son casi cero<sup>47</sup> a partir del que ocupa el lugar  $p$ .

Por tanto, los pasos a seguir para la identificación del modelo son los siguientes:

- I.** Decidir si  $Y_t$  necesita ser transformada para eliminar la estacionalidad.
- II.** Determinar el grado de diferenciación adecuado. En general, la falta de estacionalidad, se manifiesta en que los coeficientes de la función de autocorrelación tienden a decrecer muy lentamente.
- III.** Determinar los valores  $p$  y  $q$ , y si existe una componente estacional, determinar los órdenes de los operadores estacionales  $P$  y  $Q$ , en función del comportamiento que presenten la *FACS* y la *FACP*.

---

<sup>46</sup>El *correlograma* es la representación gráfica de la función de autocorrelación sobre un eje de abscisas en el que se sitúan los distintos ordenes o desplazamientos seleccionados (lag  $k$ ).

<sup>47</sup>Un valor se considera casi cero cuando su módulo es inferior a  $\pm 2/\sqrt{T}$ .



En la **Tabla 9.50** se muestra de forma esquemática el comportamiento de las funciones *FACP* y *FACS* según el valor de  $p$  o  $q$ .

**Tabla 9.50.** Comportamiento de las funciones *FACS* y la *FACP* en los modelos *ARIMA*.

	<b>FACS</b>	<b>FACP</b>
<b>AR (p)</b>	<i>Exponenciales atenuados u ondas sinusoidales</i>	<i>Sólo los p primeros coeficientes son significativos, el resto se anulan</i>
<b>MA (q)</b>	<i>Solamente son significativos los q primeros coeficientes</i>	<i>Exponenciales atenuados u ondas sinusoidales</i>
<b>ARIMA (p,d,q)</b>	<i>Comportamiento irregular en los retardos 1, ..., q con q picos. Decece para retardos superiores a q</i>	<i>Decece, aproximadamente, con exponenciales atenuados y ondas sinusoidales. No se hace cero.</i>

#### 9.4.6. Estimación de los parámetros del modelo

El objetivo de la fase de estimación es determinar el valor de los coeficientes  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  y  $\varepsilon_t$ , empleando los correspondientes programas estadísticos, los cuales nos proporcionan el valor de estos coeficientes, junto con el error y los límites de confianza del modelo identificado, así como, las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie residual generada.

El criterio que suelen emplear estos programas para obtener el valor de los coeficientes consiste en que la suma cuadrática de los errores sea lo menor posible. Por tanto, si tenemos un proceso *ARIMA* ( $p, d, q$ ) de la forma  $\phi(B)Y_t = \theta(B) \cdot \varepsilon_t$  los errores del modelo pueden expresarse de la forma  $a_t = \phi^{-1}(B) \cdot \phi(B) \cdot \varepsilon_t$  de modo que el objetivo es encontrar el vector de parámetros  $\phi = \phi(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$  y  $\theta = \theta(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$  que minimice la suma de cuadrados de los errores<sup>48</sup>:

$$\sum_t a_t^2 = S(\phi, \theta)$$

<sup>48</sup>La estimación de este parámetro es compleja, ya que requiere el empleo de métodos iterativos no lineales.

### 9.4.7. Diagnósis del modelo

La diagnósis del modelo consiste en comprobar que las hipótesis planteadas respecto a los residuos son ciertas, es decir, que estos poseen *media marginal igual a cero*, *varianza marginal constante (homocedasticidad)* y *distribución normal*.

#### Contraste de media marginal igual a cero

Si el modelo reproduce satisfactoriamente el comportamiento de la serie observada, los residuos deben tender a comportarse como ruido o blanco, hecho que se comprobará mediante la función de autocorrelación de los residuos, que se calcula mediante la expresión:

$$\hat{r}_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (\hat{a}_t - \bar{a}) \cdot (\hat{a}_{t+k} - \bar{a})}{\sum_{t=1}^{T-k} (\hat{a}_t - \bar{a})^2} \quad (9.35)$$

donde  $\bar{a}$  es la media de los  $T$  residuos.

Los coeficientes  $\hat{r}_k$  obtenidos se encontrarán dentro del intervalo  $\pm 2/\sqrt{T}$ , en caso contrario el modelo no sería válido.

El empleo de la *FAS* de los residuos como método de verificación presenta el inconveniente de que para valores de  $K$  pequeños  $\hat{r}_k$  suele caer fuera de los límites de confianza, y por ello, completaremos esta información con el test propuesto por **Ljung** y **Box**, que nos permite determinar si los primeros  $h$  coeficientes son cero.

El contraste *Ljung-Box* conlleva el cálculo del estadístico  $Q'$  definido como:

$$Q'(h) = T \cdot (T + 2) \sum_{j=1}^h \frac{\hat{r}_j^2}{T - j} \quad (9.36)$$

El estadístico  $Q'$  se distribuye, asintóticamente, como una  $\chi^2$  con un número de grados de libertad igual al coeficiente  $h$  menos el número de parámetros estimados,  $n$ <sup>49</sup>.

---

<sup>49</sup>Para modelos no estacionales  $n = p + q + 1$ , o  $n = p + q$ , según el modelo tenga o no constante, y para los estacionales, que habitualmente no tienen constante,  $n = p + P + q + Q$ .

Finalmente, concluiremos que el modelo es inadecuado si el valor de  $Q'(h)$  es mayor que el percentil 0.95 de la distribución  $\chi^2$  con  $h - n$  grados de libertad, es decir cuando se verifique que:

$$P(\chi^2(h - n)) > Q'(h)$$

### Contraste de homocedasticidad

La estabilidad de la varianza de los residuos se comprueba estudiando el gráfico de los residuos a lo largo del tiempo. Si a la vista de este gráfico parece existir un cambio de varianza a partir de un punto,  $t = n_1$ , podemos dividir el intervalo muestral en dos partes y aplicar un contraste de varianzas. Para ellos, plantearemos la hipótesis de que ambos tramos tienen la misma varianza y calcularemos el estadístico:

$$F = \frac{\sum_{t=1}^{n_1} \hat{a}_t^2 / n_1}{\sum_{t=n_1+1}^T \hat{a}_t^2 / (T - n_1)} = \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

### Contraste de normalidad

La hipótesis de que los residuos presentan distribución normal se comprueba con cualquiera de los contrastes habituales, tales como el cálculo de los correspondientes coeficientes de asimetría y curtosis.

#### 9.4.8. Validación del modelo

Los modelos *ARIMA* proporcionan no sólo una predicción puntual, sino la distribución de probabilidad completa para los valores futuros de la serie, y por tanto, consideraremos un modelo de predicción óptimo cuando el error cuadrático medio sea mínimo. Para la validación de este tipo de modelos procederemos de forma análoga a como lo hicimos con los modelos *ARL*, calculando los mismos estadísticos, al objeto de evaluar su capacidad predictiva.

## 9.5. Aplicación de la metodología ARIMA para pronosticar la variación del índice de actividad alfa total

En este apartado, aplicaremos la metodología expuesta, anteriormente, al objeto de obtener un modelo *ARIMA* que se ajuste a los valores del índice de actividad alfa total registrados desde enero de 2000 hasta septiembre de 2005, y tomaremos los valores determinados en el último trimestre de 2005 para estudiar la capacidad predictiva del modelo.

En primer lugar, deberemos establecer si el índice de actividad alfa total es una serie temporal estacionaria o no estacionaria, y para ello, consideraremos los resultados expuestos en el **apartado 9.3.1** en el que se ponía de manifiesto que este índice presenta un comportamiento estacionario, ya que al representar la variación de la actividad alfa total a lo largo del período de muestreo no se observaba un tendencia ascendente o descendente de la serie.

Por otra parte, en el periodograma representado en la **Figura 9.13**, página 399, observamos un máximo claramente diferenciado, para el período de 26 semanas, existiendo en la zona de menores frecuencias un solapamiento de varios máximos, y por ello, para resolver dicho solapamiento diferenciamos la parte estacional de la serie temporal de la actividad alfa total, obteniendo el periodograma de la **Figura 9.15**, página 413. En dicha figura se puede apreciar el máximo correspondiente al período de 26 semanas<sup>50</sup>, y que la zona de bajas frecuencias ha quedado perfectamente resuelta, apareciendo un único máximo a la frecuencia de  $0.0199 \text{ semana}^{-1}$ , que correspondería a ciclos de 52 semanas. Por tanto, esto nos obliga a diferenciar la parte estacional de la serie planteando un modelo **ARIMA** con la forma  $ARIMA(p, 0, q)(P, 1, Q)_T$ .

Una vez diferenciada la parte estacional de la serie, obtuvimos los correlogramas de las funciones *FACS* y *FACP*, que se muestran en las **Figuras 9.16** y **9.17**, páginas 413 y 414, respectivamente. A partir de estos correlogramas podemos extraer la siguiente información:

- La **FACS** nos indica que los 5 primeros coeficientes son significativos, y por lo tanto, para la parte no estacional plantearemos modelos en los que  $q$  puede tomar un valor máximo de 5. Por otra parte, se observan picos significativos en torno a los retardos 13, 26, 39, ..., lo que pone de manifiesto el carácter semestral del índice de actividad alfa total.
- La **FACP** nos indica que sólo es significativo el primer retardo, y por tanto, para la parte no estacional generaremos modelos con un valor máximo de  $p$  igual a 1. También se observan picos significativos en torno a los retardos 13, 26, 39, ...

---

<sup>50</sup>Frecuencia correspondiente a  $0.039 \text{ semana}^{-1}$ .

hecho que corrobora los resultados obtenidos para la función de autocorrelación simple.

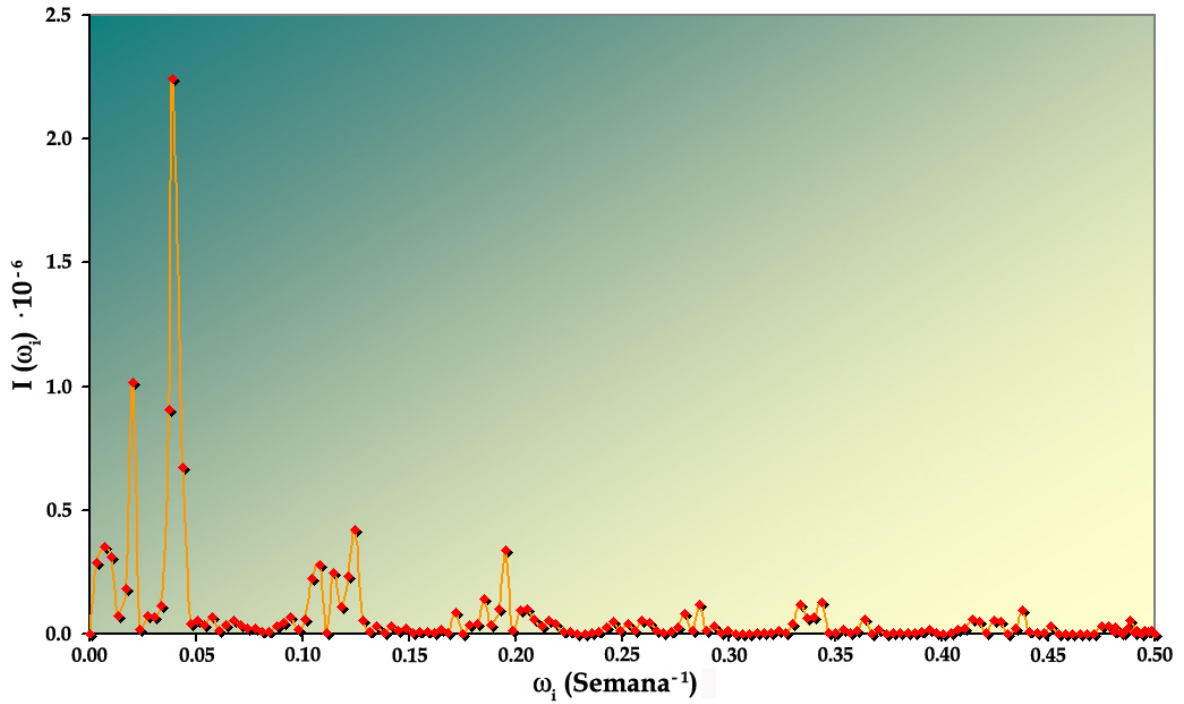


Figura 9.15. Periodograma obtenido para la serie temporal diferenciada del índice de actividad alfa total.

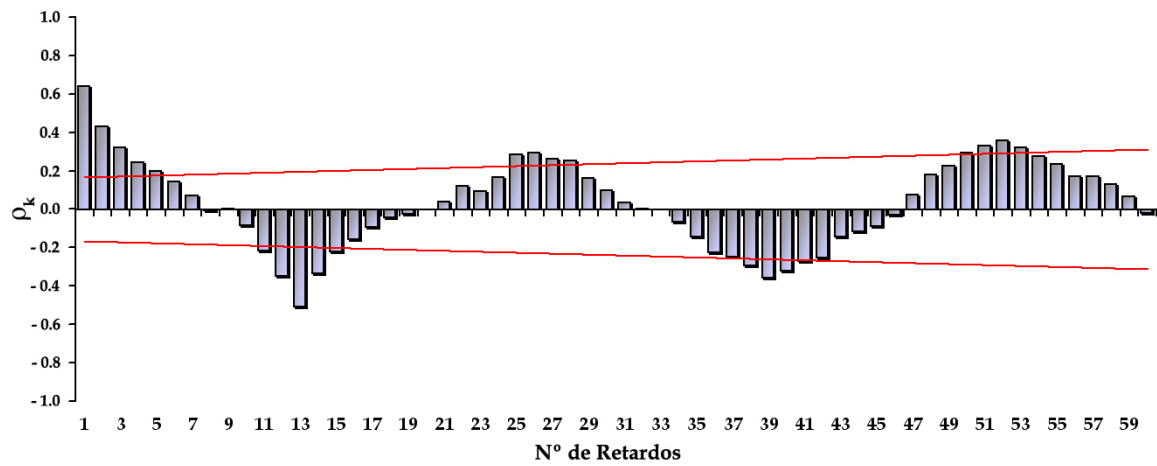


Figura 9.16. Correlograma de la FACS de la serie índice de actividad alfa total.

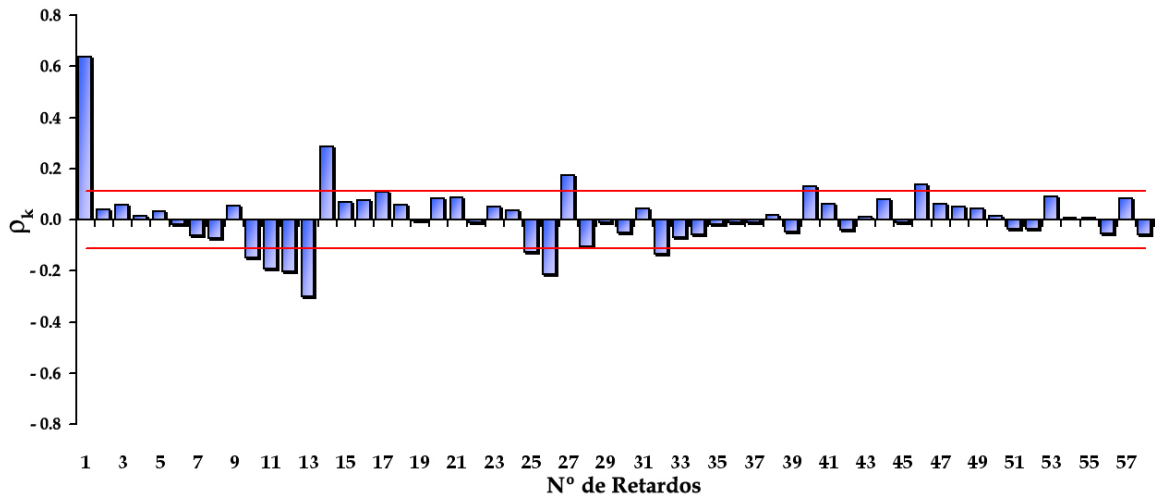


Figura 9.17. Correlograma de la FACP de la serie índice de actividad alfa total.

Un vez que hemos determinados los posibles valores de  $p$  y  $q$ , generaremos los correspondientes modelos *ARIMA*, probando todas las posibles combinaciones de los parámetros  $p$  y  $q$ , y de todas ellas, el modelo que mejor reproducía el comportamiento del índice de actividad alfa total es el modelo<sup>51</sup> *ARIMA*(1, 0, 2)(3, 1, 1)<sub>26</sub>.

En la **Tabla 9.51**, página 415, se muestran los coeficientes determinados para el modelo propuesto, así como, la desviación estándar asociada a cada uno de ellos y su significación estadística. Por otra parte, el valor obtenido para la varianza del ruido blanco es igual a  $1.306 \cdot 10^{-8}$  Bq·m<sup>-3</sup> con 277 grados de libertad, y su desviación estándar asociada es igual a  $1.114 \cdot 10^{-9}$  Bq·m<sup>-3</sup>. Este modelo se obtuvo después de realizar 14 iteraciones, empleando como criterio de convergencia que la variación en la suma al cuadrado de los residuos fuese inferior a  $1 \cdot 10^{-5}$  Bq·m<sup>-3</sup> [Pérez, 1998].

<sup>51</sup>La elección de este modelo se hizo en base a que el error cuadrático medio y el error absoluto medio fueran mínimos, a que todos los parámetros propuestos incluidos en el modelo fueran estadísticamente significativos, y además, se tenían que cumplir todas las premisas expuestas en el apartado de *diagnosís del modelo*.

Tabla 9.51. Valores de los coeficientes del modelo ARIMA (1,0,2)(3,1,1)<sub>26</sub>.

Parámetro	Valor del Coeficiente	Desviación Estándar	t	p-Valor
AR (1)	$-7.065 \cdot 10^{-9}$	$1.074 \cdot 10^{-9}$	-6.578	0.000
MA (1)	-0.443	0.061	-7.279	0.000
MA (2)	-0.145	0.061	-2.400	0.002
SAR (1)	$7.910 \cdot 10^{-9}$	$1.413 \cdot 10^{-9}$	5.597	0.000
SAR (2)	$3.150 \cdot 10^{-9}$	$1.398 \cdot 10^{-9}$	2.252	0.025
SAR (3)	$-3.010 \cdot 10^{-9}$	$1.074 \cdot 10^{-9}$	-2.802	0.005
SMA (1)	0.902	0.017	50.632	0.000

### 9.5.1. Diagnósis del modelo ARIMA del índice de actividad alfa total

#### Contraste de que la media marginal es igual a cero

Si el modelo reproduce satisfactoriamente el comportamiento de la serie, los residuos deben tender a comportarse como ruido o blanco, hecho que se manifiesta en las funciones de autocorrelación, *FACS* y *FACP*, obtenidas para los residuos generados por el modelo ARIMA (1,0,2)(3,1,1)<sub>26</sub>, ya que los valores  $\hat{r}_k$  se encontrarán dentro del intervalo  $\pm 2/\sqrt{T}$ , y en caso contrario, el modelo propuesto no sería válido. En las Figuras 9.18 y 9.19, página 415, se representan las *FACS* y *FACP* de los residuos, no existiendo ningún coeficiente significativo en los 94 retardos considerados, y por tanto, podemos concluir que el modelo reproduce de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad alfa total.

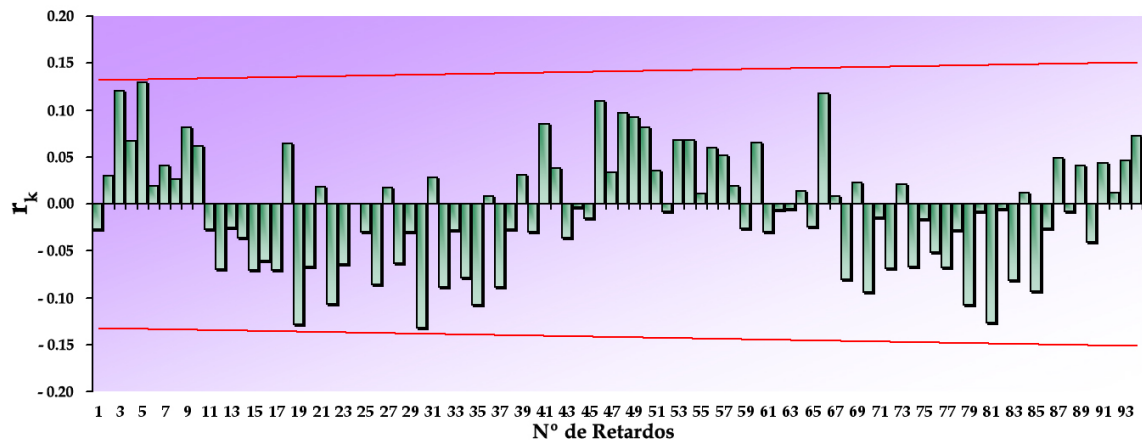


Figura 9.18. Correlograma de la FACS para los residuos del modelo ARIMA (1,0,2)(3,1,1)<sub>26</sub>.

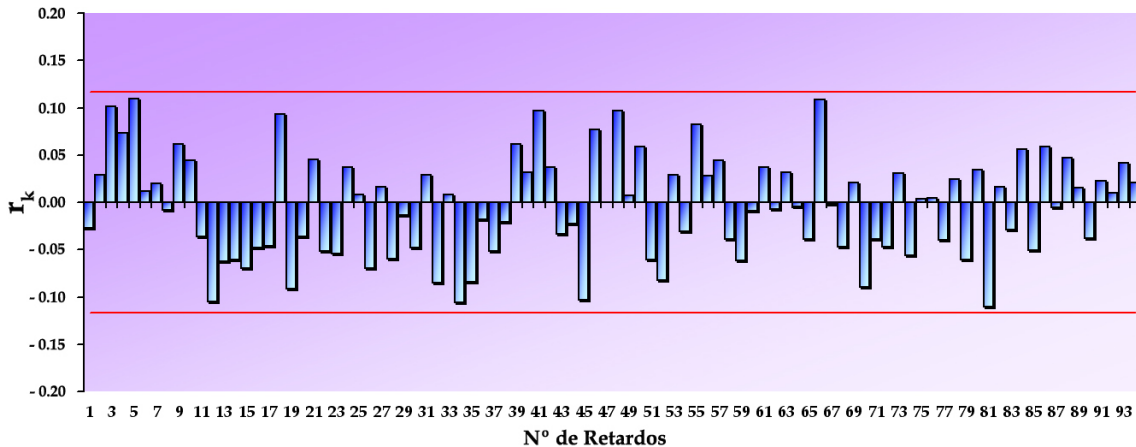


Figura 9.19. Correlograma de la FACP para los residuos del modelo ARIMA (1,0,2)(3,1,1)<sub>26</sub>.

Para ratificar los resultados obtenidos a partir de los correlogramas de las funciones FACS y FACP de los residuos se realizaron los siguientes test:

- **Test para determinar el número de residuos que se encuentran por encima o por debajo de la media de los residuos.** Este test determina el número de residuos que se encuentran por encima del valor medio de los residuos o por debajo de éste, detectando de esta manera si los residuos presentan alguna tendencia. Los resultados para este test se muestran a continuación:
  - ▶ *Media de los residuos:*  $-1.995 \cdot 10^{-6} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ .
  - ▶ *Número de datos por encima o por debajo de la media:* 146.
  - ▶ *Valor esperado del número de datos por encima o por debajo de la media:* 143.
  - ▶ *Estadístico Z:*  $Z = 0.2971$ .
  - ▶ *p-Valor:*  $p - \text{Valor} = 0.7663$ .

*Por tanto, podemos concluir que la distribución de los residuos en torno a la media es aleatoria, no presentando ninguna tendencia estadísticamente significativa, ya que el p-Valor es mayor de 0.05.*



- **Test para determinar la presencia de ciclos en los residuos.** Mediante este test determinamos la presencia de ciclos ascendentes o descendentes en los residuos. Los resultados de este test son:

- ▶ *Número de ciclos ascendentes o descendentes:* 186.
- ▶ *Valor esperado:* 189.
- ▶ *Estadístico Z:*  $Z = -0.3530$ .
- ▶ *p-Valor:*  $p\text{-Valor} = 0.7241$ .

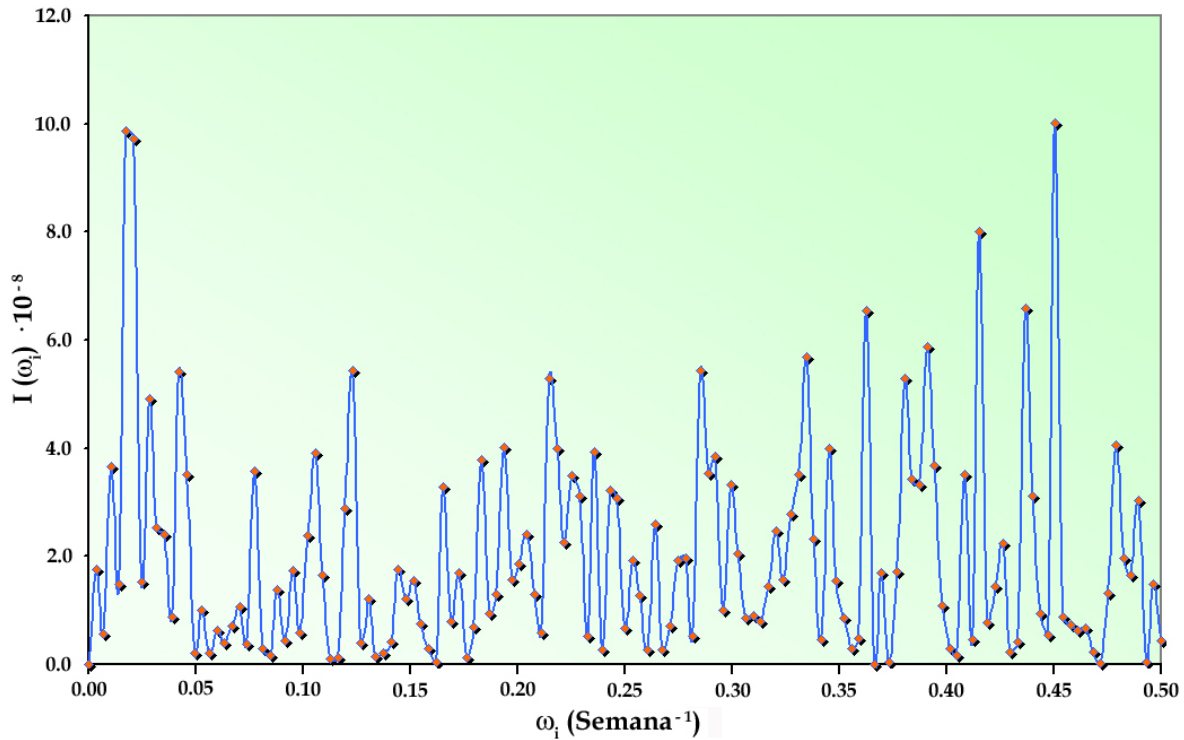
*El p-Valor de este test es superior a 0.05, y por tanto, no podemos rechazar la hipótesis de que la serie de los residuos es aleatoria, para un nivel de significación del 95.0 % .*

- **Test de Ljung-Box.** Los resultados obtenidos para este tes se muestran a continuación:

- ▶ *Valor del estadístico de contraste:*  $Q' = 103.115$ .
- ▶ *p-Valor:*  $p\text{-Valor} = 0.1144$ .

*El p - Valor de este test es superior a 0.05, y por tanto, los residuos no presentan autocorrelaciones significativas en los 100 primeros ciclos, para un nivel de significación del 95.0 %.*

El estudio de la aleatoriedad de la serie residual generada por nuestro modelo ha superado todas las pruebas estadísticas, y por tanto, podemos concluir que se trata de una serie aleatoria y que no contiene información básica de la serie temporal original. Este hecho lo confirma el periodograma de la serie residual, representado en la **Figura 9.20**, página 418, en el que se puede apreciar que no existe una única frecuencia dominante, y por ello, los residuos no presentan una periodicidad significativa.



**Figura 9.20.** Periodograma de los residuos del modelo  $ARIMA(1,0,2)(3,1,1)_{26}$ .

### Contraste de la normalidad de los residuos

En primer lugar, representaremos el histograma de frecuencias de los residuos, obteniendo la **Figura 9.21**, página 419, y como podemos observar en ella, los residuos presentan una distribución campaniforme simétrica, típica de las distribuciones normales, hecho que corrobora el gráfico PP-Normal de la **Figura 9.22**, página 419, en el que los datos se encuentran agrupados en torno a la diagonal.

Por otra parte, el test de *Kolmogorov-Smirnov* nos permite determinar si los residuos presentan una distribución normal, y para ello, calculamos el valor del estadístico de contraste,  $D_n$ , siendo  $D_n = 0.604$  con un  $p$ -Valor asociado de 0.859, y por tanto, la distribución normal es significativa, por lo que podemos concluir que los residuos del modelo  $ARIMA(1,0,2)(3,1,1)_{26}$  presentan una distribución normal.

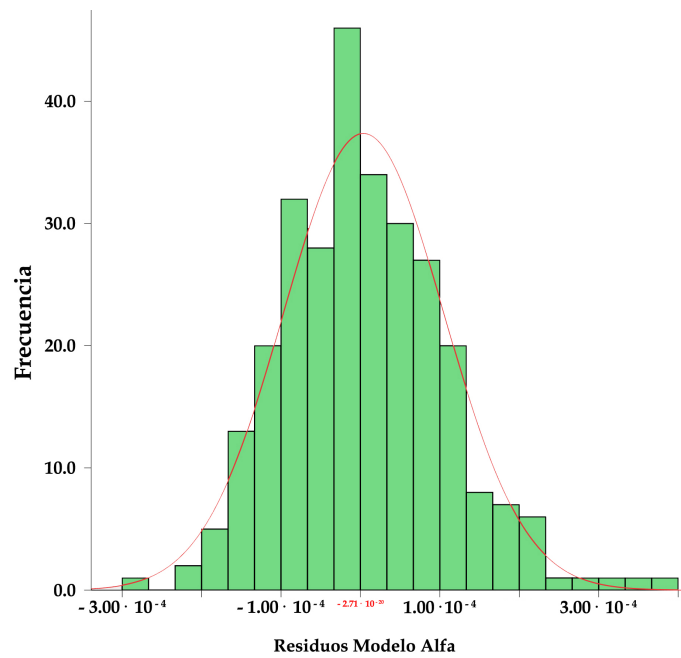


Figura 9.21. Histograma de los residuos del modelo alfa ARIMA  $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$ .

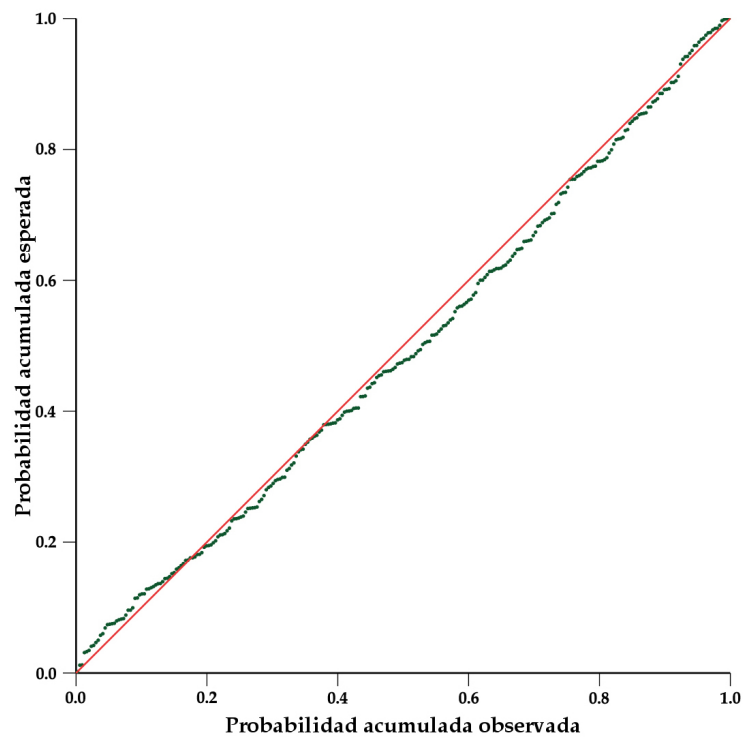
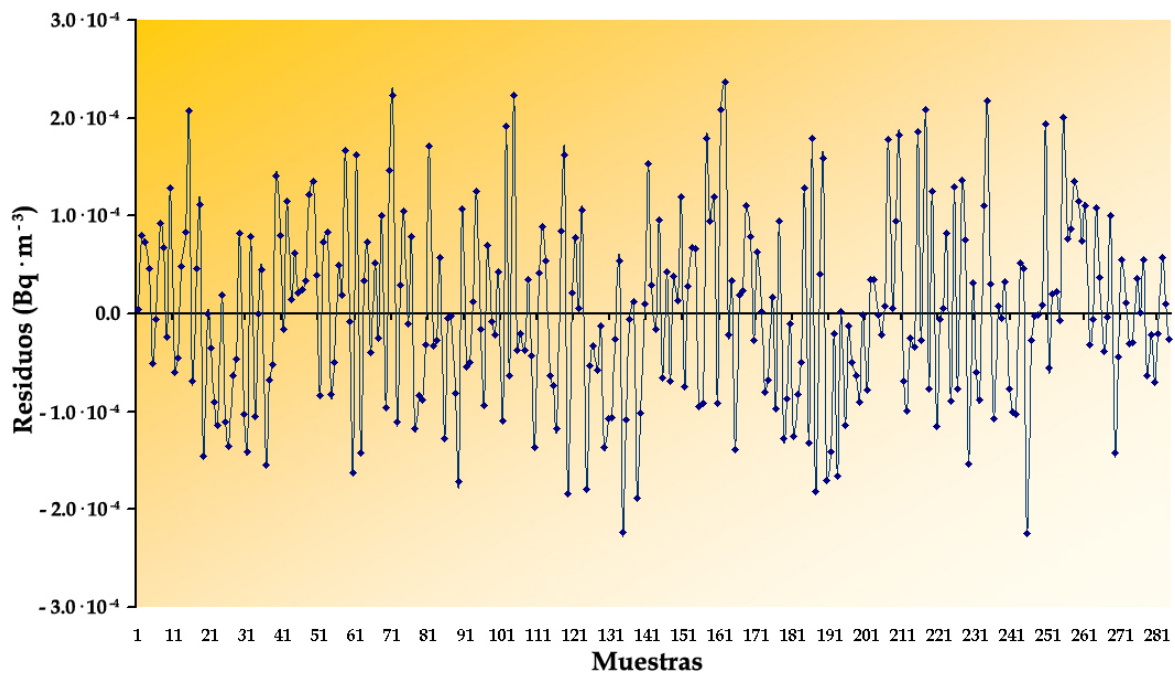


Figura 9.22. Gráfico PP-Normal de los residuos del modelo alfa ARIMA  $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$ .

### Contraste de la homocedasticidad de los residuos

Para estudiar la estabilidad de la varianza de los residuos representaremos como varían éstos a lo largo del tiempo, y de esta manera determinaremos si existe un cambio en su varianza. A la vista del gráfico de la **Figura 9.23** podemos concluir que no se observa un comportamiento diferenciado de los residuos, y por tanto, podemos afirmar que la varianza de los residuos es estable.



**Figura 9.23.** Residuos del modelo alfa ARIMA  $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$ .

### 9.5.2. Validación del modelo ARIMA del índice de actividad alfa total

La validación del modelo *ARIMA* obtenido para el índice de actividad alfa total la realizaremos comparando los valores reales medidos en el último trimestre<sup>52</sup> del año 2005 con los valores pronosticados por el modelo para ese mismo período. Para ello, emplearemos como estadístico de comparación el *error cuadrático medio*, el *error absoluto medio*, el *error absoluto medio normalizado*, el *sesgo*, y, por último, determinaremos el *índice de ajuste* y la *eficiencia del modelado*<sup>53</sup>.

<sup>52</sup>Este conjunto de observaciones no se han empleado en la obtención del modelo *ARIMA*  $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$ .

<sup>53</sup>Todos estos parámetros se han descrito ampliamente en el **apartado 9.2.2**.

En la **Tabla 9.52** se muestran los estadísticos de validación para el modelo *ARIMA*  $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$ , junto con los estadísticos del modelo ARL global y el modelo ARL de la estación de otoño. De los resultados obtenidos se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- ⇒ El índice de ajuste obtenido para el modelo *ARIMA*  $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$  es igual a 0.9370, por tanto, el modelo reproduce de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad alfa total.
- ⇒ El valor del *BIAS* nos indica que el modelo tiende a sobrestimar el índice de actividad alfa total, ya que su valor es negativo.
- ⇒ La eficiencia del modelo es del 80.73 %, que es muy superior a la obtenida para el modelo ARL global.
- ⇒ El valor del error cuadrático medio es inferior al obtenido para los modelos ARL.
- ⇒ Por último, podemos afirmar que el empleo de la metodología *ARIMA* nos ha permitido mejorar el modelo de predicción del índice de actividad alfa total.

**Tabla 9.52.** Estadísticos de validación obtenidos para el modelo *ARIMA*  $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$  del índice de actividad alfa total.

Modelo	RMSE (Bq·m <sup>-3</sup> )	MAE (Bq·m <sup>-3</sup> )	NMAE	BIAS (Bq·m <sup>-3</sup> )	IOA	MEF
<b>ARIMA</b> $(1,0,2)(3,1,1)_{26}$	$1.509 \cdot 10^{-5}$	$6.164 \cdot 10^{-5}$	$3.459 \cdot 10^{-2}$	$-1.915 \cdot 10^{-6}$	0.9370	0.8073
<b>ARL Global</b>	$6.272 \cdot 10^{-5}$	$5.077 \cdot 10^{-5}$	0.1960	$8.105 \cdot 10^{-6}$	0.8847	0.6067
<b>ARL Otoño</b>	$3.009 \cdot 10^{-5}$	$2.701 \cdot 10^{-5}$	0.1498	$6.549 \cdot 10^{-6}$	0.9597	0.8626

## 9.6. Aplicación de la metodología *ARIMA* para pronosticar la variación del índice de actividad beta total

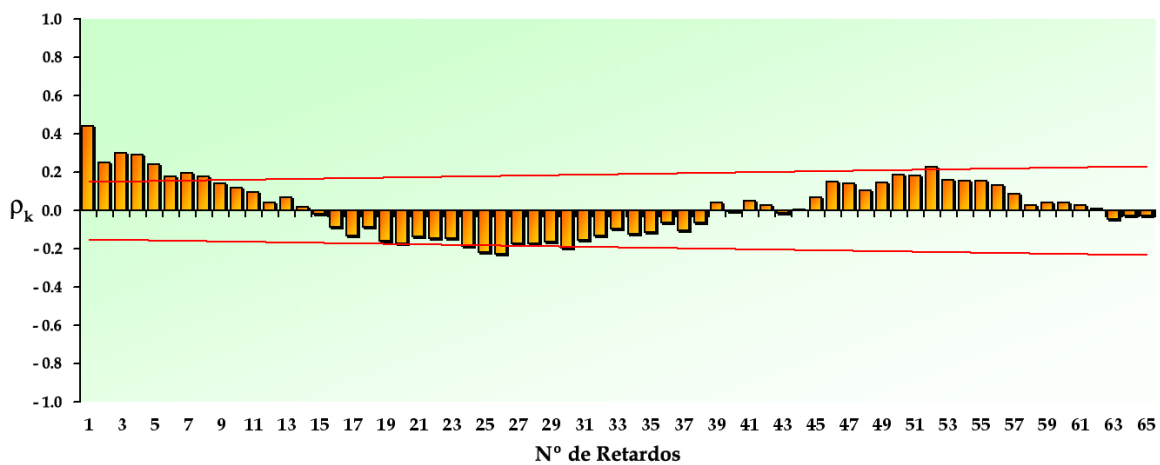
En esta sección procederemos de la misma forma que en el apartado anterior, pero aplicando la metodología *ARIMA* al índice de actividad beta total, obteniendo el correspondiente modelo *ARIMA*, que validaremos con los datos registrados en el último trimestre de 2005.

En el análisis espectral del índice de actividad beta total, realizado en el **apartado 9.3**, nos indica que este índice no muestra ninguna tendencia (**Figura 9.12**, página 395) y en su

periodograma, **Figura 9.14**, página 399, aparece un máximo claramente diferenciado a la frecuencia de  $0.01935 \text{ semana}^{-1}$ , que corresponde a ciclos de 52 semanas, por tanto, plantearemos modelos *ARIMA* con esta periodicidad.

En primer lugar, comenzaremos por determinar, de manera aproximada, los valores de  $p$  y  $q$ , y para ello, representaremos los correlogramas de la función de autocorrelación simple y de la función de autocorrelación parcial, obteniendo la **Figura 9.24**, para la primera de ellas, y la **Figura 9.25**, página 423, para la segunda. A partir de estas figuras podemos decir que:

- En el correlograma obtenido para la *función de autocorrelación simple*, **FACS**, podemos apreciar que los 8 primeros retardos son significativos, y por tanto, plantearemos modelos *ARIMA* en los que  $q$  puede tomar un valor máximo de 8.
- En la **Figura 9.24** se observan picos significativos para los retardos 26 y 52, lo que pone de manifiesto que el índice de actividad beta total presenta periodicidad anual.
- El correlograma de la *función de autocorrelación parcial*, **FACP** muestra picos significativos para los tres primeros retardos, por lo que plantearemos modelos en los que  $p$  puede tomar como valor máximo 3.



**Figura 9.24.** Correlograma de la FACS de la serie índice de actividad beta total.

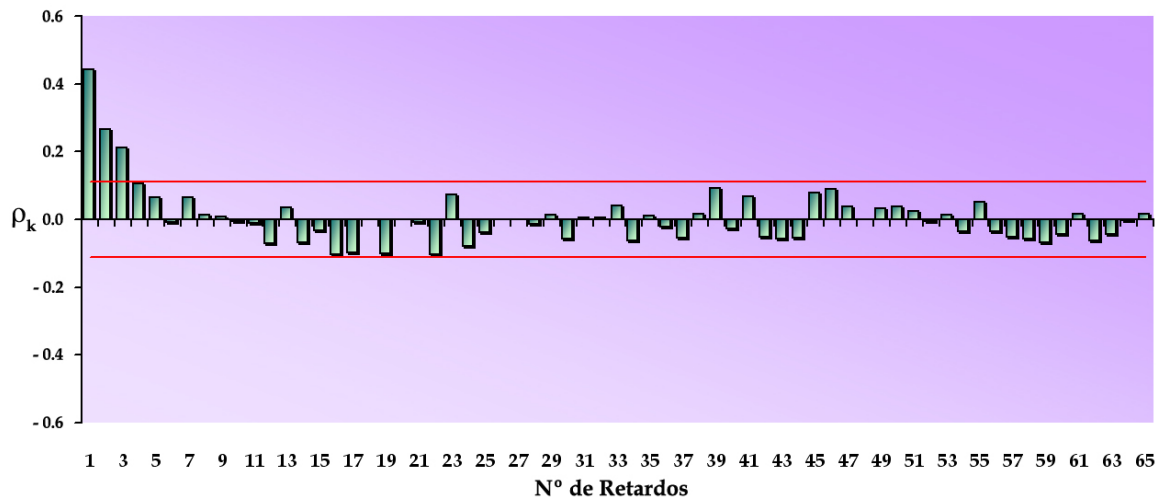


Figura 9.25. Correlograma de la FACP de la serie índice de actividad beta total.

Una vez que hemos establecido los valores máximos que pueden tomar los coeficientes  $p$  y  $q$ , generaremos todos los posibles modelos y seleccionaremos aquel que presente las siguientes características:

- El error cuadrático medio del período empleado en la obtención del modelo debe ser mínimo, así como, el error cuadrático medio del período de validación.
- Todos los coeficientes obtenidos para el modelo propuesto deben ser significativos.
- Se deben cumplir todas las premisas especificadas en el apartado de diagnóstico del modelo.

Considerando todos los criterios anteriores, el modelo que mejor reproduce el comportamiento del índice de actividad beta total es el **ARIMA (3,0,0)(2,0,6)<sub>52</sub>**, ya que para este modelo se ha obtenido el error cuadrático medio más bajo, tanto en el período de estimación como en el de validación, y por otra parte, todos los coeficientes del modelo son significativos, como se muestra en la **Tabla 9.53**, página 424. Por último, debemos señalar que el valor obtenido para la varianza del ruido blanco del modelo es igual a  $2.199 \cdot 10^{-8} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  con 292 grados de libertad, y su desviación estándar asociada es igual a  $1.483 \cdot 10^{-9} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ . El modelo se obtuvo después de realizar 95 iteraciones, empleando como criterio de convergencia que la variación en la suma al cuadrado de los residuos fuese inferior a  $1 \cdot 10^{-5} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$  [Pérez, 1998].

Tabla 9.53. Valores de los coeficientes del modelo ARIMA (3,0,0)(2,0,6)<sub>52</sub>.

Parámetro	Valor del Coeficiente	Desviación Estándar	t	p-Valor
AR (1)	0.334	0.058	5.810	0.000
AR (2)	-0.127	0.060	-2.105	0.036
AR (3)	0.232	0.058	3.994	0.000
SAR (1)	-0.052	0.026	-1.952	0.028
SAR (2)	1.239	0.031	39.329	0.000
SMA (1)	-0.480	0.040	-12.110	0.000
SMA (2)	1.246	0.035	35.528	0.000
SMA (3)	0.231	0.048	4.855	0.000
SMA (4)	-0.656	0.060	-11.014	0.000
SMA (5)	0.417	0.053	7.903	0.000
SMA (6)	0.900	0.036	25.276	0.000
Constante	$5.604 \cdot 10^{-4}$	$4.358 \cdot 10^{-4}$	12.860	0.000

Una vez que hemos determinado los coeficientes del modelo, y hemos verificado que todos ellos son significativos, realizaremos su diagnóstico empleando los criterios descritos en el apartado 9.4.7.

### 9.6.1. Diagnóstico del modelo ARIMA del índice de actividad beta total

#### Contraste de que la media marginal es igual a cero

En primer lugar, determinaremos si el modelo propuesto reproduce de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad beta total, y para ello, representaremos los correlogramas de las funciones de autocorrelación de los residuos, obteniendo las Figuras 9.26 y 9.27, página 425. En dichas figuras, no se observa ningún coeficiente significativo para los 100 retardos considerados, ya que todos ellos se encuentran dentro del intervalo  $\pm 2/\sqrt{T}$ , y por tanto, podemos concluir que el modelo reproduce de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad beta total.



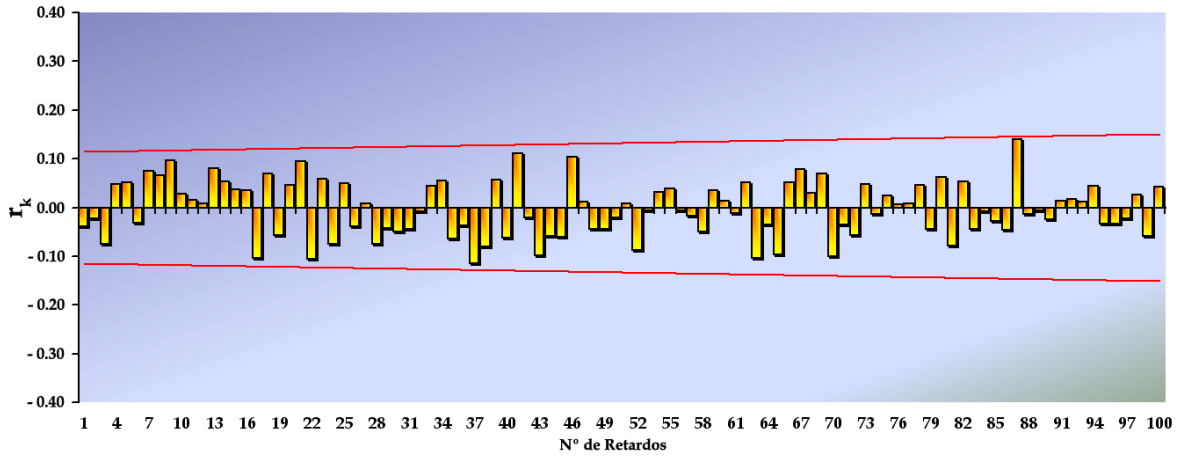


Figura 9.26. Correlograma de la FACS para los residuos del modelo ARIMA (3,0,0)(2,0,6)<sub>52</sub>.

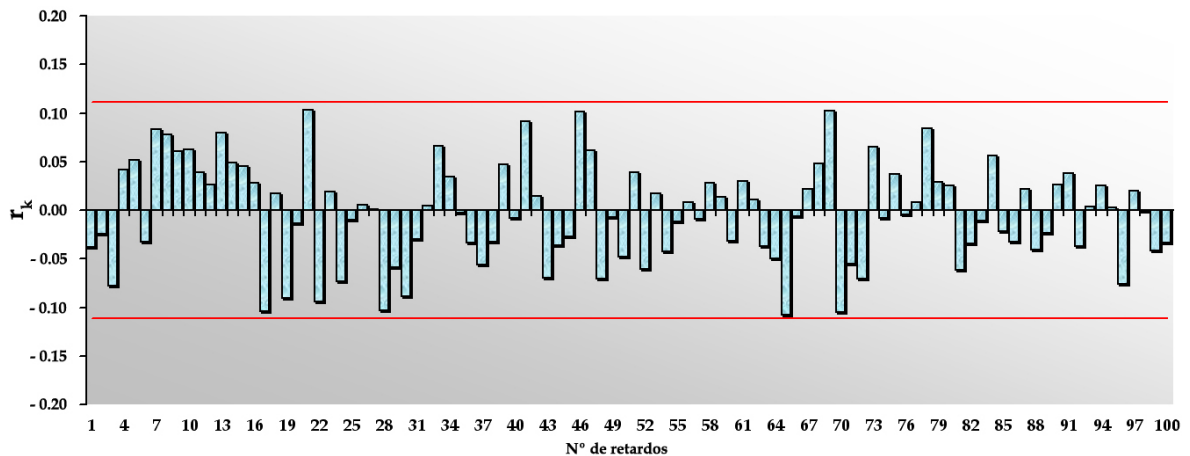


Figura 9.27. Correlograma de la FACP para los residuos del modelo ARIMA (3,0,0)(2,0,6)<sub>52</sub>.

A continuación, aplicaremos los test estadísticos correspondientes, al objeto de contrastar los resultados obtenidos mediante los correlogramas de las funciones *FACS* y *FACP* de los residuos:

- **Test para determinar el número de residuos que se encuentran por encima o por debajo de su media.** Mediante este test determinamos si los residuos presentan alguna tendencia. Los resultados obtenidos se muestran a continuación:

- ┆ *Media de los residuos:*  $-3.248 \cdot 10^{-6} \text{ Bq}\cdot\text{m}^{-3}$ .
- ┆ *Número de datos por encima o por debajo de la media:* 167.

- *Valor esperado del número de datos por encima o por debajo de la media: 156.*
- *Estadístico Z:  $Z = 1.1946$ .*
- *p-Valor:  $p - Valor = 0.2322$ .*

*Por tanto, podemos concluir que la distribución de los residuos en torno a la media es aleatoria, no presentando ninguna tendencia estadísticamente significativa, ya que el  $p - Valor$  es mayor de 0.05.*

- **Test para determinar la presencia de ciclos en los residuos.** Este test nos permite establecer si los residuos presentan ciclos ascendentes o descendentes significativos. Los estadísticos calculados para este test son:

- *Número de ciclos ascendentes o descendentes: 204.*
- *Valor esperado: 206,33.*
- *Estadístico Z:  $Z = -0.2477$ .*
- *p-Valor:  $p - Valor = 0.8044$ .*

*El  $p - Valor$  de este test es superior a 0.05, y por tanto, podemos rechazar la hipótesis de que la serie de los residuos presenta ciclos ascendentes o descendentes significativos, para un nivel de significación del 95.0%.*

- **Test de Ljung-Box.** Los resultados obtenidos para este test son los siguientes:

- *Valor del estadístico de contraste:  $Q' = 90.319$ .*
- *p-Valor:  $p - Valor = 0.4116$ .*

*El  $p - Valor$  de este test es superior a 0.05, y por tanto, los residuos no presentan autocorrelaciones significativas en los 100 primeros ciclos, para un nivel de significación del 95.0%.*

En la **Figura 9.28**, página 427, hemos representado el periodograma de los residuos, no observándose una frecuencia predominante, sino un conjunto de ellas, y por tanto, la serie residual generada vuelve a superar las pruebas estadísticas, por lo que podemos concluir que realmente se trata de una serie aleatoria, que no contiene información básica de la serie generadora.

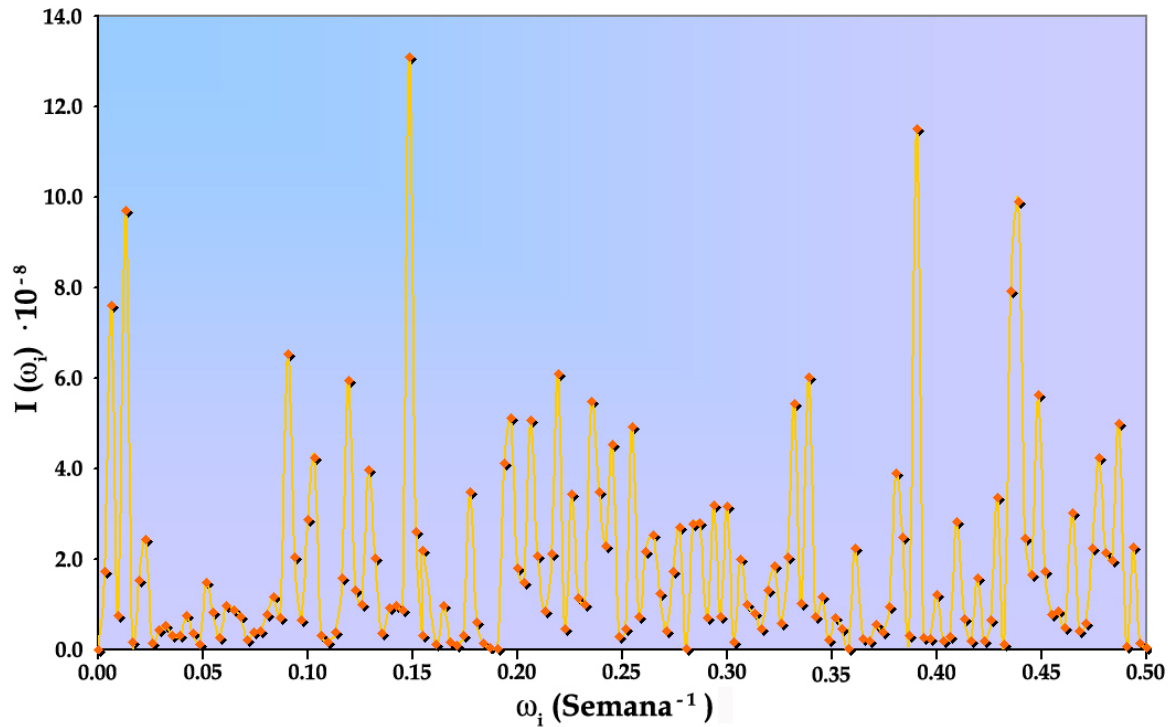


Figura 9.28. Periodograma de los residuos del modelo  $ARIMA(3,0,0)(2,0,6)_{52}$ .

### Contraste de la normalidad de los residuos

Para determinar si los residuos del modelo beta se ajustan a una distribución normal representaremos su histograma de frecuencias obteniendo la **Figura 9.29**, página 428. Si nos fijamos en esta figura observamos que los residuos presentan una distribución campaniforme simétrica típica de las distribuciones normales, hecho que corrobora el gráfico PP-Normal de la **Figura 9.30**, página 428, en el que los datos se encuentra agrupados en torno a la diagonal.

A continuación, mediante el test de *Kolmogorov-Smirnov* determinaremos si los residuos presentan una distribución normal, y para ello, calcularemos el valor del estadístico de contraste,  $D_n$ , siendo éste igual a 0.781, con un  $p$ -Valor asociado de 0.575, por lo que la distribución normal es significativa, corroborando este resultado el obtenido mediante el procedimiento gráfico, y por tanto, podemos afirmar que los residuos del modelo  $ARIMA(3,0,0)(2,0,6)_{52}$  presentan una distribución normal.

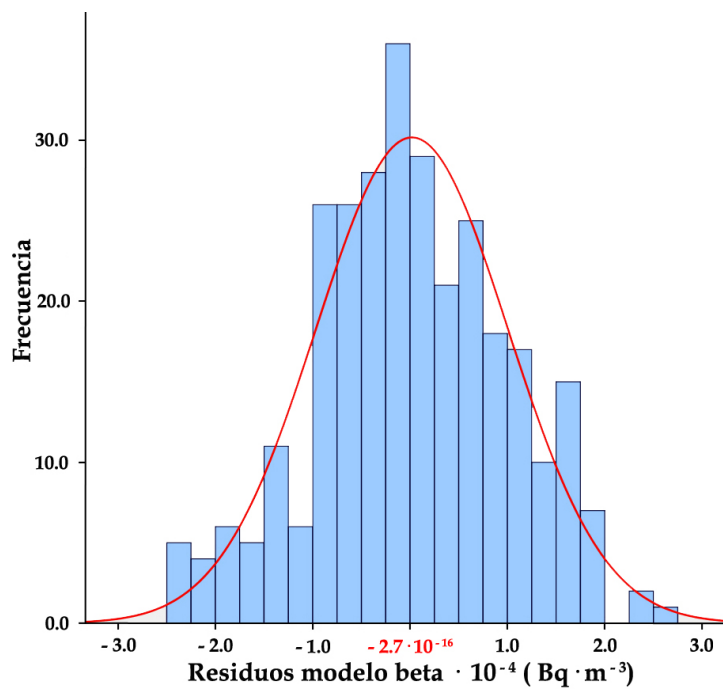


Figura 9.29. Histograma de los residuos del modelo beta ARIMA (3,0,0)(2,0,6)<sub>52</sub>.

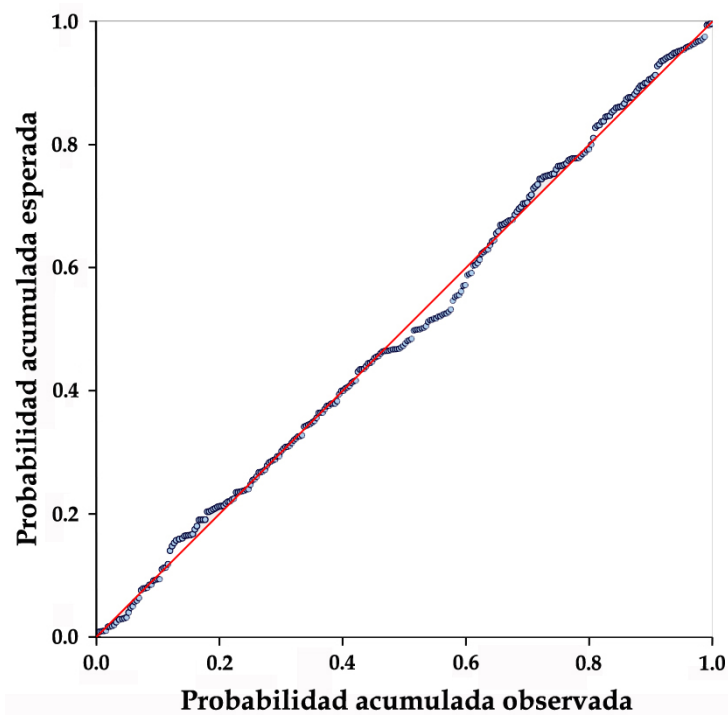
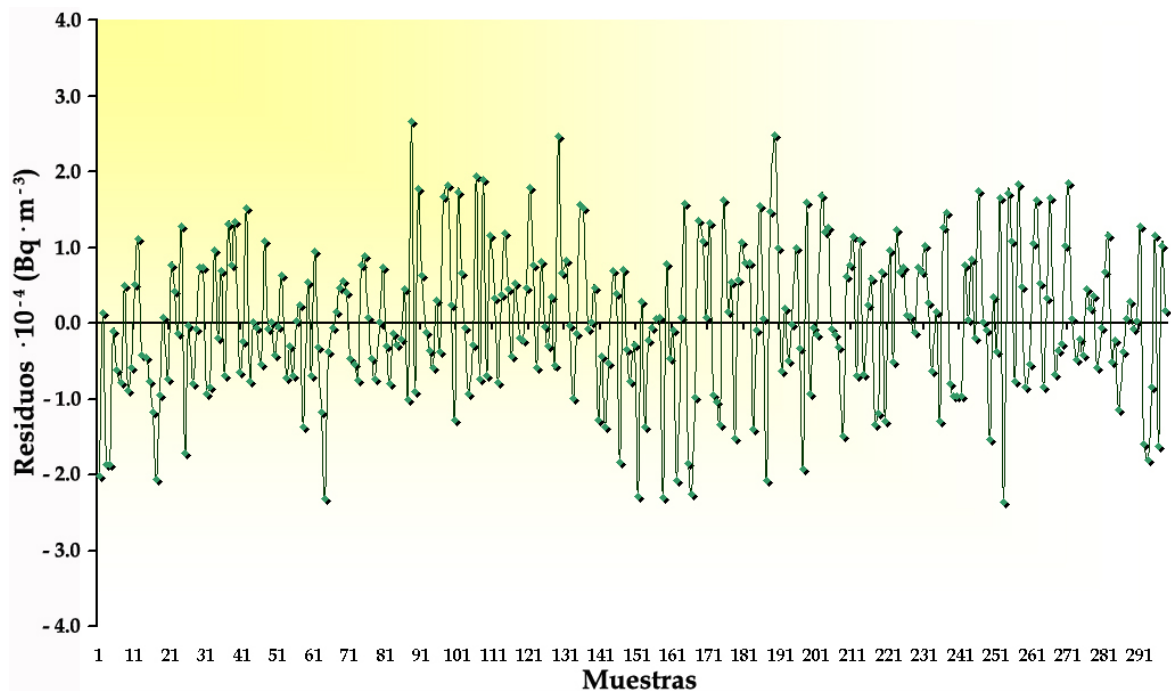


Figura 9.30. Gráfico PP-Normal de los residuos del modelo beta ARIMA (3,0,0)(2,0,6)<sub>52</sub>.

### Contraste de la homocedasticidad de los residuos

El estudio de la homocedasticidad de los residuos lo llevaremos a cabo representando como varían éstos a lo largo del tiempo, y de esta manera determinaremos si existe un cambio significativo en su varianza. A la vista del gráfico de la **Figura 9.31** podemos concluir que no se observa un comportamiento diferenciado de los residuos, y por tanto, podemos afirmar que la varianza de los residuos es estable.



**Figura 9.31.** Residuos del modelo alfa  $ARIMA(3,0,0)(2,0,6)_{52}$ .

### 9.6.2. Validación del modelo ARIMA obtenido para el índice de actividad beta total

La validación del modelo *ARIMA* la llevaremos a cabo comparando los valores reales medidos en el último trimestre del año 2005<sup>54</sup> con los valores pronosticados por el modelo para ese mismo período. Para ello, emplearemos como estadístico de comparación el *error cuadrático medio*, el *error absoluto medio*, el *error absoluto medio normalizado*, el *sesgo*, y, por último, determinaremos el *índice de ajuste* y la *eficiencia del modelado*<sup>55</sup>.

<sup>54</sup>Este conjunto de observaciones no se han empleado en la obtención del modelo  $ARIMA(3,0,0)(2,0,6)_{52}$ .

<sup>55</sup>Todos estos parámetros se han descrito ampliamente en el **apartado 9.2.2**.

En la **Tabla 9.54** se muestran los estadísticos de validación del modelo ARL global, del modelo ARL de la estación de otoño y del modelo  $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$ . Estos resultados nos permiten extraer las siguientes conclusiones:

- El índice de ajuste obtenido para el modelo  $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$  es igual a 0.9622, por lo tanto este modelo reproduce de forma adecuada el comportamiento del índice de actividad beta total.
- El valor del *BIAS* nos indica que el modelo tiende a subestimar el índice de actividad beta total, ya que su valor es negativo.
- La eficiencia del modelo es del 85.41 %, muy superior a la obtenida para el modelo ARL global, mejorando a la obtenida por el modelo ARL de la estación de otoño, a la que corresponden las muestras empleadas para validar el modelo ARIMA.
- El valor del error cuadrático medio es inferior al obtenido para los modelos ARL.
- El modelo  $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$  mejora considerablemente los valores pronosticados para el índice de actividad beta total.

**Tabla 9.54.** Estadísticos de validación obtenidos para el modelo  $ARIMA (3,0,0)(2,0,6)_{52}$  del índice de actividad beta total.

Modelo	RMSE ( $Bq \cdot m^{-3}$ )	MAE ( $Bq \cdot m^{-3}$ )	NMAE	BIAS ( $Bq \cdot m^{-3}$ )	IOA	MEF
<b>ARIMA (3,0,0)(2,0,6)<sub>52</sub></b>	$3.898 \cdot 10^{-5}$	$1.318 \cdot 10^{-5}$	$3.445 \cdot 10^{-2}$	$-5.406 \cdot 10^{-6}$	0.9622	0.8541
<b>ARL Global</b>	$1.321 \cdot 10^{-4}$	$1.078 \cdot 10^{-4}$	0.2187	$-6.096 \cdot 10^{-7}$	0.8621	0.5991
<b>ARL Otoño</b>	$9.600 \cdot 10^{-5}$	$7.702 \cdot 10^{-5}$	0.1590	$3.964 \cdot 10^{-5}$	0.9446	0.8246

## 9.7. Conclusiones

*La metodología ARL nos ha permitido obtener modelos de predicción para los índices de actividad alfa total y beta total de las muestras de aerosoles. Esta metodología presenta el inconveniente de que es incapaz de reproducir valores de las variables exógenas que difieran notablemente de los empleados en la modelización, hecho que se traduce en mayores diferencias entre los valores pronosticados y los reales, como hemos comprobado en los modelos obtenidos para las cuatro estaciones meteorológicas, ya que las estaciones de invierno y primavera presentan peores resultados en los estadísticos de validación que las estaciones de verano y otoño, ya que el invierno y la primavera del año 2005 fueron especialmente secos, hecho que difiere notablemente del comportamiento registrado durante el período de modelización, años 2000 a 2004. Por todo ello, estos modelos son adecuados siempre y cuando las variables explicativas presenten valores que se encuentren dentro del rango de los empleados en la obtención del modelo, o muy próximos a ellos.*

*El análisis espectral de los datos del índice de actividad alfa total nos sugiere que este índice presenta un marcado carácter semestral, mientras que el índice de actividad beta total posee una periodicidad anual. Por otra parte, hay que señalar que las dos series son estacionarias.*

*El empleo de la metodología ARIMA nos ha permitido obtener modelos de predicción que reproducen de forma más satisfactoria las variaciones observadas para los índices de actividad alfa total y beta total, ya que se han mejorado los valores obtenidos de los estadísticos de validación.*





## PARTE IV

---

---

### *Conclusiones Finales*

---

---



# Conclusiones

---

En esta última parte expondremos, brevemente, las conclusiones más relevantes de esta *Memoria*:

1. El estudio estadístico del contador proporcional nos ha permitido determinar que existen diferencias significativas entre las medidas realizadas en los diez detectores que constituyen el sistema de detección. Estas diferencias pueden ser atribuidas a su disposición en el blindaje y a diferencias en la presión del gas de detección.
2. El empleo de los gráficos de control de Shewhart nos permite detectar fluctuaciones anormales en los fondos y la eficiencia de contaje, y por otra parte, asegurar que el equipo cumple con los estándares de calidad establecidos.
3. El análisis estadístico de los resultados obtenidos por los diferentes métodos empleados en la determinación del  $^{90}\text{Sr}$ , nos ha permitido establecer que no existen diferencias significativas entre las medidas realizadas en el contador proporcional y las realizadas en los espectrómetros de centelleo líquido.
4. El estudio estadístico del índice de actividad alfa total en las muestras de aerosoles nos ha permitido determinar que la distribución de sus valores se rige por la ley de distribución log-normal, y por tanto, el estimador válido de la posición central es la media geométrica.
5. El estudio de la variabilidad de los valores de la actividad beta total en las muestras de aerosoles ha puesto de manifiesto que estos se rigen por la ley de distribución log-normal y normal, aunque el p-Valor más elevado se obtiene para esta última.

6. Hemos establecido que la relación entre el peso de aerosoles depositados y los índices de actividad alfa total y beta total es significativa y positiva.
7. Las variaciones observadas en los valores de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  medidas en las muestras de aerosoles ponen de manifiesto que existe una estrecha relación con las intrusiones de las masas de aire procedentes del desierto del Sahara y de la región del Sahel.
8. El análisis de los resultados obtenidos para los índices de actividad alfa total, beta total y beta resto en el agua potable, a lo largo del período 2000 - 2004, muestra que en ninguna de las muestras analizadas se han superado los niveles fijados para estos índices en la legislación vigente. Por otra parte, la determinación de la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  nos indica que su presencia en el agua potable es irregular y es muy inferior al límite establecido.
9. Hemos puesto de manifiesto que existe relación entre las variables meteorológicas estudiadas y los índices de actividad alfa total y beta total medidos en las muestras de aerosoles.
10. El cálculo del tiempo medio de residencia de los aerosoles troposféricos, empleando la relación  $^{210}\text{Pb}/^{210}\text{Po}$ , nos ha permitido determinar que éste es máximo en la estación de verano y mínimo en la estación de otoño, hecho que es consistente con los resultados obtenidos por nuestro laboratorio en la determinación de la variación estacional de los flujos de deposición del  $^7\text{Be}$ .
11. El estudio de la relación entre los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles y los contaminantes atmosféricos muestra que existe correlación significativa y positiva, y en especial con las partículas PM10, ya que altas concentraciones de éstas favorece la fijación de los descendientes del radón y del torón.
12. La correlación entre las variables meteorológicas y los índices de actividad alfa total, beta total, beta resto y la actividad del  $^{90}\text{Sr}$  medidos en las muestras de agua potable no es significativa.
13. El análisis espectral de los datos del índice de actividad alfa total nos sugiere que este índice presenta un marcado carácter semestral, mientras que el índice

de actividad beta total posee una periodicidad anual.

14. La metodología ARL nos ha permitido obtener modelos de predicción basados en la influencia que ejercen las variables meteorológicas sobre los índices de actividad alfa total y beta total en las muestras de aerosoles.
15. Mediante el empleo de la metodología ARIMA hemos obtenido modelos de predicción que mejoran considerablemente los valores pronosticados por los modelos ARL.



# PARTE V

---

---

## *Bibliografia*

---

---





# Bibliografía

---

- [Adeniyi and Oladiran, 2006] Adeniyi, M. and Oladiran, E. (2006). Recent results on atmospheric radioactivity at Ibadan, Nigeria. *Radiation Measurements*, 41(3):330–336.
- [AENOR, 2003] AENOR (2003). Procedimiento para la determinación de la radiactividad ambiental. Métodos analíticos. Parte 2: Índice de Actividad beta resto en agua mediante contador proporcional (UNE 73340-2:2003). Technical report, Asociación Española de Normalización y Certificación, Madrid.
- [Ahmed et al., 2004] Ahmed, A., Mohamed, A., Ali, A., Barakat, A., Abad El-Hady, M., and El-Hussein, A. (2004). Seasonal variations of aerosol residence time in the lower atmospheric boundary layer. *Journal of Environmental Radioactivity*, 77(3):221–388.
- [Alapaty et al., 2001] Alapaty, K., Seaman, N., Niyogi, D., and Hanna, A. (2001). Assimilating surface data to improve the accuracy of atmospheric boundary layer simulations. *Journal of Applied Meteorology*, 40(11):2068–2082.
- [Alastuey et al., 2005] Alastuey, A., Querol, X., Castillo, S., Escudero, M., Ávila, A., Cuevas, E., Torres, C., Romero, P.-M., Expósito, F., García, O., Pedro Díaz, J., Van Dingenen, R., and Putaud, J. P. (2005). Characterization of TSP and PM<sub>2.5</sub> at Izaña and Sta. Cruz de Tenerife (Canary Islands, Spain) during a Saharan Dust Episode (July 2002). *Atmospheric Environment*, 39:4715–4728.
- [APHA-AWWA-WEF, 1998] APHA-AWWA-WEF (1998). Standard Methods for the Examination of Water and Wastewater. APHA-AWWA-WEF (American Public Health Association, American Water Works Association, Water Environment Federation).
- [Arbat Pujolrás, 2005] Arbat Pujolrás, G. (2005). *Desarrollo y validación de un modelo de simulación de la dinámica del agua en el suelo. Aplicación al diseño agronómico y al manejo en riego localizado*. PhD thesis, Universidad de Lérida.
- [Ardanuy Albalar, 2001] Ardanuy Albalar, R. y Tejedor, F. J. (2001). *Tablas Estadísticas*. La Muralla S.A., Madrid.
- [Arnold and Al-Salih, 1955] Arnold, J. and Al-Salih, H. (1955). Beryllium-7 produced by cosmic rays. *Science*, 121:451–453.

- [Asikainen, 1981] Asikainen, M. (1981). State of disequilibrium between  $^{238}\text{U}$ ,  $^{234}\text{U}$ ,  $^{226}\text{Ra}$  and  $^{222}\text{Rn}$  in ground water from bedrock. *Geochimica et Cosmochimica Acta*, 45(2):201–206.
- [ASTM, 1995] ASTM (1995). Standard Practises for the Measurement of Radioactivity (ASTM D3648-95). ASTM (American Society for Testing and Materials).
- [Atem, 1950] Atem, A. H. W. (1950). Corrections for beta-particle self-absorption. *Nucleonics*, 6:68–74.
- [Ayuntamiento de Granada, 2002] Ayuntamiento de Granada (2002). Granada Sostenible: Agenda 21 Local. Diagnóstico Ambiental. Technical report, Ayuntamiento de Granada. Concejalía de Medio Ambiente, Granada.
- [Azahara et al., 2003] Azahara, M., Camacho-García, A., González-Gómez, C., López-Peñalver, J., and El Bardouni, T. (2003). Seasonal  $^7\text{Be}$  concentrations in near Surface air of Granada (Spain) in the period 1993-2001. *Applied Radiation and Isotopes*, 59(2-3):159–164.
- [Azahara et al., 2004] Azahara, M., Camacho-García, A., González-Gómez, C., López-Peñalver, J., El Bardouni, T., Boukhal, H., ElMoussaoui, T., Chakir, E., Erradi, L., Kamili, A., and Sekaki, A. (2004). The seasonal variations of  $^7\text{Be}$  and  $^{210}\text{Pb}$  concentrations in air. *Radiation Physics and Chemistry*, 71(3-4):789–790.
- [Aznar Carrasco, 1997] Aznar Carrasco, A. (1997). *Técnicas de aguas, problemática y tratamiento*. Editorial Acción, S.A., Madrid.
- [Baeza et al., 1995] Baeza, A., Del Rio, M., Jiménez, A., Miró, C., Paniagua, and M., J. (1995). Factors determining the radioactivity levels of Waters in the province of Cáceres (Spain). *Applied Radiation and Isotopes*, 46(10):1053–1059.
- [Baeza et al., 1996] Baeza, A., Del Rio, M., Jiménez, A., Miró, C., Paniagua, M., J., and Rufo, M. (1996). Analysis of the temporal evolution of atmospheric  $^7\text{Be}$  as a vector of the Behavior of other radionuclides in the atmosphere. *Journal of Radioanalytical and Nuclear Chemistry*, 175:297–316.
- [Baskaran and Shaw, 2001] Baskaran, M. and Shaw, G. (2001). Residence time of arctic haze aerosols using the concentration and activity ratios of  $^{210}\text{Po}$ ,  $^{210}\text{Pb}$  and  $^7\text{Be}$ . *Journal of Aerosol Science*, 32(4):443–452.
- [Beck and Miller, 1980] Beck, H. L. and Miller, K. M. (1980). Some radiological aspects of coal combustion. Technical report, IEEE Transactions on Nuclear Science NS-27.
- [BOE N°178, 2001] BOE N°178 (2001). Real Decreto, de 6 de Julio, por el que se aprueba el Reglamento sobre Protección Sanitaria contra las Radiaciones Ionizantes. REAL DECRETO 783/2001.
- [BOE N°260, 2002] BOE N°260 (2002). Real Decreto 1073/2002, de 18 de octubre, sobre evaluación y gestión de la calidad del aire ambiente en relación con el dióxido de azufre, dióxido

- de nitrógeno, óxidos de nitrógeno, partículas, plomo, benceno y monóxido de carbono. REAL DECRETO 1073/2002.
- [BOE N°45, 2003] BOE N°45 (2003). Real Decreto, de 7 de febrero, por el que se establecen los Criterios Sanitarios de la Calidad del Agua de Consumo Humano. REAL DECRETO 140/2003.
- [Box and Jenkins, 1994] Box, G. and Jenkins, G. (1994). *Time series analysis, forecasting and control*. Holden-Day, San Francisco. Prentice-Hall, 3rd edition.
- [Branford and Nelis, 1996] Branford, D. and Nelis, P. M. (1996). Study of airborne radioactivity near to the high water mark at drill point. *Journal of Environmental Radioactivity*, 31(3):237–251.
- [Browne et al., 1978] Browne, E., Dairiki, J. M., and Doebler, R. E. (1978). *Table of Isotopes*. John Wiley & Sons, Inc., seventh edition.
- [Bunzl, 1994] Bunzl, K. (1994). *Low-Level Measurements of Man-Made Radionuclides in the Environment: Proceeding*, chapter Statistical procedure for the evaluation of radioecological. Investigations selected examples, pages 389–417. World Scientific Publishing Company, Incorporated.
- [Cañete Hidalgo, 2000] Cañete Hidalgo, S. (2000). *Concentraciones ambientales de ozono: Modelos de predicción, correlación con variables meteorológicas y  $^7\text{Be}$* . PhD thesis, Universidad de Málaga.
- [Caillet et al., 2001] Caillet, S., Arpagadus, P., Monna, F., and Dominik, J. (2001). Factors controlling  $^7\text{Be}$  and  $^{210}\text{Pb}$  atmospheric deposition as revealed by sampling individual rain advents in the region of Geneva, Switzerland. *Journal of Environmental Radioactivity*, 53(2):241–256.
- [Camacho García, 2000] Camacho García, A. (2000). *Factores condicionantes de la radiactividad medioambiental en áreas del S.E. peninsular*. PhD thesis, Universidad de Granada.
- [Canberra Nuclear, 1990] Canberra Nuclear (1990). *Germanium Detectors. User's Manual*. Canberra Industries Inc. USA.
- [Canberra Nuclear, 2000] Canberra Nuclear (2000). *Genie 2000. Gamma acquisition and analysis v2.0*. Canberra Industries Inc.
- [Cannizaro et al., 1995] Cannizaro, F., Greco, G., Raneli, M., Spitale, C., and Tomarchio, E. (1995). Behavior of  $^7\text{Be}$  air concentrations observed during a period of 13 years and comparison with sun activity. *Nuclear Geophysics*, 9:597–607.
- [Celestina Baciú, 2005] Celestina Baciú, A. (2005). Radon and thoron progeny concentration variability in relation to meteorological conditions at Bucharest (Romania). *Journal of Environmental Radioactivity*, 83(2):171–189.

- [Chamberlain, 1991] Chamberlain, A. C. (1991). *Radioactive Aerosols*, chapter 6 - Mass transfer of radioactive vapors and aerosols, pages 193–225. Cambridge University Press, first paperback edition 2004 edition.
- [Chieco, 1997] Chieco, N. A., editor (1997). *HASL-300, EML (Environmental Measurement Laboratory) Procedures Manual*, U.S. Department of Energy. New York. Environmental Measurement Laboratory: Health of Safety Laboratory, US Department of Energy. 28<sup>a</sup> Edition.
- [Choppin et al., 1996a] Choppin, G., Liljenzin, J. O., and Ryberg, J. (1996a). *Radiochemistry and Nuclear Chemistry*. Linacre House, 2nd edition.
- [Choppin et al., 1996b] Choppin, G., Liljenzin, J. O., and Ryberg, J. (1996b). *Radiochemistry and Nuclear Chemistry*, chapter 8 - Detection and measurement techniques, pages 204–210. Linacre House, 2nd edition.
- [Clark and Fritz, 1997] Clark, I. D. and Fritz, P. (1997). *Environmental Isotopes in Hydrogeology*. Lewis Publishers. CRC Press LLC.
- [Consejo de Seguridad Nuclear, 1994] Consejo de Seguridad Nuclear (1994). Guía de Seguridad N<sup>o</sup> 7.7. Control radiológico del Agua de Bebida . Technical report, Consejo de Seguridad Nuclear, Madrid.
- [Consultants, 1997] Consultants, S. S. C. C. (1997). *Manual UMS application version 1.09q*. EG&G Berthold.
- [Cotton, F. A. y Wilkinson Geoffrey, 1993] Cotton, F. A. y Wilkinson Geoffrey (1993). *Química inorgánica avanzada*, chapter 24 - Elementos actínidos, pages 1209–1245. LIMUSA, S.A., 4<sup>a</sup> edition.
- [Currie, 1968] Currie, L. (1968). Limits for qualitative detection and quantitative determination. *Analytical Chemistry*, 40(3):586–693.
- [Dadong et al., 2004] Dadong, I., Hiromi, Y., and Takao, I. (2004). Quantification of the dependency of radon emanation power on soil temperature. *Applied Radiation and Isotopes*, 60(6):971–973.
- [Damla et al., 2006] Damla, N., Çecik, U., Karahan, G., and Kobya, A. I. (2006). Gross  $\alpha$  and  $\beta$  activities in tap waters in Eastern Black Sea region of Turkey. *Chemosphere*, 62(6):957–960.
- [Davis and De Wiest, 1971] Davis, S.Ñ. and De Wiest, R. (1971). *Hidrogeología*, chapter 5 - Los radionucleidos en el agua subterránea, pages 179–207. LIMUSA, S.A.
- [DG-TREN and DG-JRC, 2005] DG-TREN and DG-JRC (2005). DG TREN: Directorate General Nuclear Safety and Safeguards, Radiation Protection and DGJRC: Directorate General Joint Research Centre, Institute for Environment and Sustainability. Environmental Radioactivity in the European Community 1996–2000. Report to the European Commission, European Community, Luxembourg.

- [DOCE L 163, 1999] DOCE L 163 (1999). Directiva 1999/30/CE del Consejo, de 22 de abril de 1999, relativa a los valores límite de dióxido de azufre, dióxido de nitrógeno y óxidos de nitrógeno, partículas y plomo en el aire ambiente. DIRECTIVA 1999/30/CE.
- [Dueñas et al., 1997] Dueñas, C., Fernández, M. C., Liger, E., and Carretero, J. (1997). Natural radioactivity levels in bottled water Spain. *Water Research*, 31(8):1919–1924.
- [Dueñas et al., 1999] Dueñas, C., Fernández, M. C., Liger, E., and Carretero, J. (1999). Gross alpha, gross beta activities and  $^7\text{Be}$  concentrations in surface air: Analysis of their variations and prediction model. *Atmospheric Environment*, 33(22):3705–3715.
- [Dueñas et al., 2001] Dueñas, C., Fernández, M. C., Liger, E., Carretero, J., and Cañete, S. (2001). Gross alpha and gross beta activities in airborne particulate samples. Analysis and prediction models. *Applied Radiation and Isotopes*, 54(4):645–654.
- [Dueñas et al., 2004] Dueñas, C., Fernández, M. C., Liger, E., Carretero, J., and Cañete, S. (2004). Long-term variation of the concentrations of long-lived Rn descendants and cosmogenic  $^7\text{Be}$  and determination of the MRT of aerosols. *Atmospheric Environment*, 38(9):1291–1301.
- [Dutkiewicz and Husain, 1985] Dutkiewicz, V. and Husain, L. (1985). Stratospheric and tropospheric component of  $^7\text{Be}$  in surface air. *Journal of Geophysical Research*, 90(3):5783–5788.
- [Dávila Rangel et al., 2002] Dávila Rangel, J. L., López del Rio, H., Mireles, G. H., Torres, L. L. Q., Villalba, M. L., Colmenero Sujo, L., and Montero Cabrera, M. E. (2002). Radioactivity in bottled waters sold in Mexico. *Applied Radiation and Isotopes*, 56(6):931–936.
- [Dyer, 1974] Dyer, A. (1974). *An introduction to liquid scintillation counting*. Heyden & Son Ltd.
- [El-Hussein et al., 2001] El-Hussein, A., Mohamed, M., Abd El-Hady, A., and Ahmed, A. (2001). Diurnal and seasonal variation of short-lived radon progeny concentration and atmospheric temporal variations of  $^{210}\text{Pb}$  and  $^7\text{Be}$  in Egypt. *Atmospheric Environment*, 35(25):4305–4313.
- [Ernest and David, 2005] Ernest, C. and David, F. (2005). Simple model for describing the concentration of  $^{212}\text{Pb}$  in the atmosphere. *Journal of Environmental Radioactivity*, 78(3):289–309.
- [Feely et al., 1989] Feely, H. W., Larsen, R. J., and G., S. C. (1989). Factor that cause seasonal variations in  $^7\text{Be}$  concentrations in surface air. *Journal of Environmental Radioactivity*, 9(3):223–249.
- [Finkelstein et al., 2006] Finkelstein, M., Lev, V., and Colin, P. (2006). Analysis of temperature influence on the amplitude-frequency characteristics of Rn gas concentration. *Journal of Environmental Radioactivity*, 86(3):251–270.

- [Friedlander et al., 1981] Friedlander, G., Kennady, J. W., Macias, E. S., and Miller, J. M. (1981). *Nuclear and Radiochemistry*, pages 206–224. John Wiley & Sons, 3rd edition.
- [Gaeta Caballero, 1993] Gaeta Caballero, R. (1993). *Medida de Radiactividad Ambiental*, chapter 12 - Estadística aplicada a las medidas radiactivas. CIEMAT, Madrid.
- [Gaffney and Marley, 2004] Gaffney, J. and Marley, N.A. and Cunningham, M. (2004). Natural radionuclides in fine aerosols in the pittsburgh area. *Atmospheric Environment*, 38(20):3191–3200.
- [García-Talavera et al., 2001] García-Talavera, M., Quintana, B., García-Díez, E., and Fernández, F. (2001). Studies on radioactivity in aerosols as a function of meteorological variables in Salamanca (Spain). *Atmospheric Environment*, 35(2):221–229.
- [Garzón Ruipérez, 1979] Garzón Ruipérez, L. (1979). *Radiactividad y medio ambiente*. Servicio de publicaciones de la Universidad de Oviedo.
- [Gavini et al., 1974] Gavini, K., Beck, J., and Kuroda, P. (1974). Mean residence times of the long-lived radon daughters in the atmosphere. *Journal of Geophysical Research*, 79:4447–4452.
- [Gibson, J. A. B., 1980] Gibson, J. A. B. (1980). *Liquid Scintillation Counting; Recent Applications and Developments*, chapter Modern techniques for measuring the quench correction in a liquid scintillation counter, pages 153–172. Academic Press, New York.
- [González Calvo et al., 2004] González Calvo, A., Marugán Tovar, I., Rey del Castillo, C., Ramos Salvador, M., Salas Collantes, R., and Sterling Carmona, A. (2004). Programa de Vigilancia Radiológica Ambiental. Resultados 2002. Technical report, Consejo de Seguridad Nuclear, Madrid.
- [González-Gómez et al., 2006] González-Gómez, C., Azahara, M., López-Peñalver, J., Camacho-García, A., and Boukhal, H. (2006). Seasonal variability in  $^7\text{Be}$  depositional fluxes at Granada, Spain. *Applied Radiation and Isotopes*, 64(2):228–234.
- [Gäggeler et al., 1995] Gäggeler, H., Jost, D., Baltensperger, U., and Seibert, P. (1995). Radon and thoron decay product and  $^{210}\text{Pb}$  measurements at Jungfraujoch, Switzerland. *Atmospheric Environment*, 29(5):607–616.
- [Grau Malada et al., 1985] Grau Malada, A., García-Toraño, E., and Los Arcos, J. M. (1985). Liquids-Scintillation counting efficiency as a function of the Figure of Merit for pure beta-particle emitter. *Applied Radiation and Isotopes*, 36(2):157–158.
- [Hacker, 2001] Hacker, C. (2001). Raddecay: Charts of the Nuclides. Software V. 3.6.
- [Hernández et al., 2005a] Hernández, F., Alonso-Pérez, S., Hernández-Armas, J., Cuevas, E., Karlsson, L., and Romero-Campos, P. (2005a). Influence of major African dust intrusions on the  $^{137}\text{Cs}$  and  $^{40}\text{K}$  activities in the lower atmosphere at the Island of Tenerife. *Atmospheric Environment*, 39:4111–4118.

- [Hernández et al., 2005b] Hernández, F., Hernández-Armas, J., Fernández-Aldecoa, J. C., and Karlsson, L. (2005b). Gross alpha, gross beta activities and gamma emitting radionuclides composition of airborne particulate samples in an oceanic island. *Atmospheric Environment*, 39(22):4057–4066.
- [IaKovleva and Ryzhakova, 2003] IaKovleva, V. and Ryzhakova, N. (2003). Spatial and temporal variations of radon concentration in soil air. *Radiation Measurements*, 36:385–388.
- [ICRP, 1999] ICRP (1999). Protection of the public in situations of prolonged radiation exposure. ICRP Publication N° 82, International Commission of Radiological Protection.
- [ICRU, 1972] ICRU (1972). Measurement of low-level radioactivity. Report 22, International Commission of Radiation Units and Measurements, Washington.
- [Kataoka et al., 2003] Kataoka, T., Yunoki, E., Shimizu, M., Mori, T., Tsukamoto, O., Takahashi, S., Fudeyasu, H., Ohashi, Y., Sahashi, K., Maitani, T., Miyashita, K., Iwata, T., Sasaki, T., Fujikawa, Y., Kudo, A., and Shaw, R. (2003). Concentrations of  $^{222}\text{Rn}$ , its short-lived daughters and  $^{212}\text{Pb}$  and their ratios under complex atmospheric conditions and topography. *Boundary-Layer Meteorology*, 107(1):219–249.
- [Kathren, 1998] Kathren, R. L. (1998). NORMs Sources and their origins. *Applied Radiation and Isotopes*, 49(3):149–168.
- [Kessler, 1991] Kessler, M. J. (1991). *Liquid scintillation counting and organic scintillators*, chapter 6 - Statical computations in counting, pages 343–364. Lewis Publisher, Chelsea.
- [Kessler, 1998] Kessler, M. J. (1998). *Handbook of radioactivity analysis*, chapter 6 - Statical computations in counting, pages 387–406. Academic Press, California, primera edition.
- [Lambert et al., 1972] Lambert, G., Buisson, A., Sanak, J., and Ardouin, B. (1972). Modification of the atmospheric polonium-210 to lead-210 ratio by volcanic emissions. *Journal of Geophysical Research*, 84(11):6980–6986.
- [Leenhouts et al., 1996] Leenhouts, H., Stoop, P., and Van Tuinen, S. (1996). Nonnuclear industries in the Netherlands and radiological risks. Report N°. 610053003. Technical report, Institute of Public Health and the Environment, Netherlands.
- [Lin and Harbottle, 1991] Lin, W. J. and Harbottle, G. (1991). Gamma ray emission intensities of  $^{226}\text{Ra}$  in equilibrium with its daughter products. *Journal of Radioanalytical and Nuclear Chemistry Letters*, 153(2):137–151.
- [Lin and Harbottle, 1992] Lin, W. J. and Harbottle, G. (1992). Gamma ray emission intensities of the  $^{232}\text{Th}$  chain in secular equilibrium, of  $^{235}\text{U}$  and the progeny of  $^{238}\text{U}$ . *Journal of Radioanalytical and Nuclear Chemistry*, 157(2):367–372.
- [Lyamani et al., 2004] Lyamani, H., Olmo, F., and Alados-Arboledas, L. (2004). Long-term changes in aerosol radiative properties at Armilla (Spain). *Atmospheric Environment*, 38(35):5935–5943.

- [Marley et al., 2000] Marley, N., Gaffney, O., Drayton, P., Cunningham, M., Orlandini, K., and Paode, R. (2000). Measurement of  $^{210}\text{Pb}$ ,  $^{210}\text{Po}$  and  $^{210}\text{Bi}$  in size-fractionated atmospheric aerosols: An estimate of fine-aerosol residence times. *Aerosol Science and Technology*, 32(6):569–583.
- [Martín Sánchez et al., 1999] Martín Sánchez, A., Rubio Montero, M., Gómez Escobar, V., and Jurado Vargas, M. (1999). Radioactivity in bottled mineral waters. *Applied Radiation and Isotopes*, 50(6):1049–1055.
- [Miller and Miller, 2002] Miller, J.Ñ. and Miller, J. C. (2002). *Estadística y Quimiometría para Química Analítica*, chapter 6 - Métodos no paramétricos y robustos, pages 159–185. Prentice Hall, Madrid, cuarta edition.
- [Miller, James N. y Miller, Jane C., 2002] Miller, James N. y Miller, Jane C. (2002). *Estadística y Quimiometría para Química Analítica*, chapter 5 - Métodos de calibración en análisis instrumental: Regresión y Correlación, pages 111–152. Prentice Hall, Madrid, cuarta edition.
- [Millán et al., 2002] Millán, M., Sanz, J., Salvador, R., and Mantilla, E. (2002). Atmospheric dynamics and ozone cycles related to nitrogen deposition in the western mediterranean. *Environmental Pollution*, 118(2):167–186.
- [Minoura and Takekawa, 2005] Minoura, H. and Takekawa, H. (2005). Observation of number concentrations of atmospheric aerosols and analysis of nanoparticle behavior at an urban background area in japan. *Atmospheric Environment*, 39(32):5806–5816.
- [Morawska and Colin, 1993] Morawska, L. and Colin, R. P. (1993). Dependence on the radon emanation coefficient on radium distribution and internal structure of the material. *Geochimica et Cosmochimica Acta*, 57(8):1783–1797.
- [Nijhuis et al., 1997] Nijhuis, A., Jong De, S., and Vandeginste, B. G. M. (1997). The application of multivariate quality control in gas chromatography. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 47(1):107–125.
- [Ortega et al., 1996] Ortega, X., Valles, I., and Serrano, I. (1996). Natural radioactivity in drinking water in catalonia (spain). *Environment International*, 22(1):347–354.
- [Otwoma and Mustapha, 1998] Otwoma, D. and Mustapha, A. O. (1998). Measurements of  $^{222}\text{Rn}$  concentration in Kenyan groundwater. *Health Physics*, 74(1):91–95.
- [Packard Instrument, 1982] Packard Instrument (1982). *Operation Manual. TRI-CARB liquid scintillation analyzer, model 4640*. Packard Instrument Company Inc.
- [Packard Instrument, 1987] Packard Instrument (1987). *Operation Manual. TRI-CARB liquid scintillation analyzer, model 1500*. Packard Instrument Company Inc.
- [Papastifanou and Ioannidou, 1995] Papastifanou, C. and Ioannidou, A. (1995). Aerodynamic size association of  $^7\text{Be}$  in ambient aerosols. *Journal of Environmental Radioactivity*, 26(3):273–282.



- [Peña, 2005] Peña, D. (2005). *Análisis de series temporales*. Alianza Editorial, S.A, Madrid, primera edition.
- [Peña, D., 1994] Peña, D. (1994). *Estadística. Modelos y métodos*, chapter 2. Modelos lineales y series temporales, page 745. Alianza Editorial, S.A., Madrid, primera edition.
- [Pielke, 2002] Pielke, R. (2002). *Mesoscale Meteorological Modeling*, chapter 10 - Methods of Solution, pages 281–342. Academic Press, San Diego (California), cuarta edition.
- [Poet et al., 1972] Poet, S., Moore, H., and Kartell, E. (1972). Lead-210, bismuth-210 and polonium-210 in the atmosphere: accurate ratio measurement and application to aerosol residence time determination. *Journal of Geophysical Research*, 77(33):6515–6527.
- [Pérez, 1998] Pérez, C. (1998). *Métodos estadísticos con Statgraphics para Windows. Técnicas básicas*. RA-MA.
- [Pérez Modrego, S. y Plata Bedmar, A., 1965] Pérez Modrego, S. y Plata Bedmar, A. (1965). *Radiaciones Ionizantes. Fundamentos físicos, radiobiológicos y usos terapéuticos*, chapter 6 - Interacción de la radiación con la materia: Radiación electromagnética, pages 147–193. Artes Gráficas, Madrid, primera edition.
- [Pérez-Roa et al., 2006] Pérez-Roa, R., Castro, J., Jorquera, H., Pérez-Correa, J., and Vesovic, V. (2006). Air-pollution modeling in an urban area: Correlating turbulent diffusion coefficients by means of an artificial neural network approach. *Atmospheric Environment*, 40(1):109–125.
- [Pujol and Suárez-Navarro, 2004] Pujol, L. and Suárez-Navarro, J. A. (2004). Self-absorption correction for beta radioactivity measurements in water samples. *Applied Radiation and Isotopes*, 60(5):693–702.
- [Pujol, Ll. y Sánchez-Cabeza, J. A., 2000] Pujol, Ll. y Sánchez-Cabeza, J. A. (2000). Natural and artificial radioactivity in surface waters of the Ebro river basin (Northeast Spain). *Journal of Environmental Radioactivity*, 51(2):181–210.
- [Querol et al., 2004] Querol, X., Alastuey, A., Rodríguez, S., Viana, M., Artíñano, B., Salvador, P., Mantilla, E., García do Santos, S., Fernández Patier, R., De La Rosa, J., Sánchez de la Campa, A., Menéndez, M., and Gil, J. (2004). Levels of particulate matter in rural, urban and industrial sites in Spain. *Science of The Total Environment*, 334–335:359–376.
- [Reynolds et al., 1950] Reynolds, G. T., Harrison, F. B., and Salvini, G. (1950). Liquid scintillation counters. *Physical Review*, 78(4):488.
- [Rodríguez et al., 2004] Rodríguez, S., Querol, X., Alastuey, A., Viana, M., Mantilla, E., and Ruiz, C. (2004). Comparative PM<sub>10</sub> PM<sub>2</sub> source contribution study at rural, urban and industrial sites during PM episodes in Eastern Spain. *Science of The Total Environment*, 328:95–113.

- [Rusconi et al., 2004] Rusconi, R., Forte, M., Badalamenti, P., Bellinzona, S., Gallini, R., Maltese, S., Romeo, C., and Sgorbati, G. (2004). The monitoring of tap waters in milano: Planning, methods and results. *Radiation Protection Dosimetry*, 3(4):373–376.
- [SAIC-RADECO, 1991] SAIC-RADECO (1991). *Manual SAIC-RADECO, model AVS-28A*. SAIC-RADECO Inc.
- [Semkow et al., 2004] Semkow, T. M., Bari, A., Parekh, P. P., Haines, D. K., Gao, H., Bolden, A.Ñ., Dahms, K. S., Scarpitta, S. C., Thern, R. E., and Velázquez, S. (2004). Experimental investigation of mass efficiency curve for alpha radioactivity counting using a gas-proportional detector. *Applied Radiation and Isotopes*, 60(6):879–886.
- [Semkow et al., 2005] Semkow, T. M., Jeter, H. W., Parsa, B., Parekh, P. P., Haines, D. K., and Bari, A. (2005). Modeling of alpha mass-efficiency curve. *Nuclear Instruments and Methods in Physics Research A*, 538(1-3):790–800.
- [Shettle and Fenn, 1979] Shettle, E. and Fenn, R. (1979). Models for the aerosol of the lower atmosphere and the effects of humidity variations on their optical properties. Technical report, Air Force Geophysics Laboratory, Massachusetts.
- [Singh et al., 2005] Singh, K., Singh, M., Singh, S., Sahota, H., and Papp, Z. (2005). Variation of radon progeny concentrations in outdoor air as a function of time, temperature and relative humidity. *Radiation Measurements*, 39(2):213–217.
- [Stockwell et al., 2003] Stockwell, W., Kuhns, H., Etyemezian, V., Green, M., Chow, J., and Watson, J. (2003). The Treasure Valley secondary aerosol study II: modeling of the formation of inorganic secondary aerosols and precursors for southwestern Idaho. *Atmospheric Environment*, 37(4):525–534.
- [Suárez González del Rey, 1993] Suárez González del Rey, J. A. (1993). *Medida de Radiactividad Ambiental*, chapter 2 - Índices de radiactividad alfa y beta total. CIEMAT, Madrid.
- [Suárez González del Rey et al., 1987] Suárez González del Rey, J. A., De Pablo Martín, M. A., and González, J. y Suárez Álvarez, J. (1987). Separación y Purificación radioquímica del estroncio radiactivo. Technical report, XIII Reunión anual de la Sociedad Nuclear Española.
- [Technologies, 1997] Technologies, B. (1997). *Manual low level alpha-beta counting 10-fold planchet counter LB-770*. EG&G Berthold.
- [Tedeschi Orlindo, 2006] Tedeschi Orlindo, L. (2006). Assessment of the adequacy of mathematical models. *Agricultural Systems*, 89(2-3):225–247.
- [Todorovic et al., 2005] Todorovic, D., Popovic, D., Djuric, G., and Radenkovic, M. (2005).  ${}^7\text{Be}$  to  ${}^{210}\text{Pb}$  concentration ratio in ground level air in belgrade area. *Journal of Environmental Radioactivity*, 79(3):297–307.

- [Torres et al., 2005] Torres, J., García, A., De Blas, M., and De Francisco, A. (2005). Forecast of hourly average wind speed with ARMA models in Navarre (Spain). *Solar Energy*, 79(1):65–67.
- [TRI-CARB 1500, 1987] TRI-CARB 1500 (1987). Tri-Carb liquid scintillation analyzer model 1500. Operation manual.
- [TRI-CARB 4640, 1982] TRI-CARB 4640 (1982). Operation manual Tri-Carb 4640, liquid scintillation system.
- [Tsoulfanidis, 1995] Tsoulfanidis, N. (1995). *Measurements and Detection of Radiation*. Taylor & Francis Inc.
- [UNSCEAR, 1988a] UNSCEAR (1988a). Sources, Effects and Risks of Ionizing Radiation. Report to the General Assembly, with Annexes., United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation, New York.
- [UNSCEAR, 1988b] UNSCEAR (1988b). Sources, Effects and Risks of Ionizing Radiation. Report to the General Assembly, United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation, New York. Annex B: Exposures from nuclear power production.
- [UNSCEAR, 1993] UNSCEAR (1993). Sources and Effects of Ionizing Radiation. Report to the General Assembly, with scientific annexes., United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation, New York.
- [UNSCEAR, 2000] UNSCEAR (2000). Sources and Effects of Ionizing Radiation. Report to the General Assembly Volumen I: Sources, United Nations, New York.
- [Uriel Jiménez, 1995] Uriel Jiménez, E. (1995). *Análisis de series temporales: Modelos ARI-MA*. Paraninfo, Madrid, tercera edición.
- [Vecchi et al., 2005] Vecchi, R., Marcazzan, G., and Valli, G. (2005). Seasonal variation of  $^{210}\text{Pb}$  activity concentration in outdoor air of Milan (Italy). *Journal of Environmental Radioactivity*, 82(2):251–266.
- [Vergaz, 2001] Vergaz, R. (2001). *Propiedades ópticas de los aerosoles atmosféricos. Caracterización del área del Golfo de Cádiz*. PhD thesis, Universidad de Valladolid.
- [WHO, 2004] WHO (2004). Guidelines for Drinking-Water Quality. Guidelines Volumen I. Recommendations., World Health Organization, Geneva.
- [Willmott, 1982] Willmott, C. (1982). Some comments on the evaluation of model performance. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 63:1309–1313.
- [Yang and Hodler, 2000] Yang, X. and Hodler, T. (2000). Visual and statistical comparisons of surface modeling techniques for point-based environmental data. *Cartography and Geographic Information Science*, 27(7):165–175.

- [Yu et al., 1999] Yu, K., Cheung, T., Guan, Z., Young, E., Mui, B., and Wong, Y. (1999). Concentrations of  $^{222}\text{Rn}$ ,  $^{220}\text{Rn}$  and their progeny in residences in Hong Kong. *Journal of Environmental Radioactivity*, 45(1):291–308.
- [Yu et al., 2000] Yu, K., Cheung, T., Guan, Z., Young, E., Mui, B., and Wong, Y. (2000). Concentrations of  $^{222}\text{Rn}$ ,  $^{220}\text{Rn}$  and their progeny in offices in Hong Kong. *Journal of Environmental Radioactivity*, 48(1):211–221.
- [Yu and Lee, 2002] Yu, K. and Lee, L. (2002). Measurements of atmospheric  $^7\text{Be}$  properties using high-efficiency gamma spectroscopy. *Applied Radiation and Isotopes*, 57(6):941–946.

---

---

# **Anexos**

---

---



# Anexo I

<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
<b>PP - 370</b>	29/12/1999	05/01/2000	168:11	507,500	26,5	2,1088
<b>PP - 371</b>	05/01/2000	12/01/2000	166:11	498,80	35,9	2,8568
<b>PP - 372</b>	12/01/2000	19/01/2000	167:49	503,45	28,0	2,2282
<b>PP - 373</b>	19/01/2000	26/01/2000	167:50	503,50	34,3	2,7295
<b>PP - 374</b>	26/01/2000	02/02/2000	168:18	504,90	46,8	3,7242
<b>PP - 375</b>	02/02/2000	09/02/2000	166:33	494,65	43,6	3,4696
<b>PP - 376</b>	09/02/2000	16/02/2000	172:49	518,45	46,9	3,7322
<b>PP - 377</b>	16/02/2000	23/02/2000	169:39	508,95	47,2	3,7560
<b>PP - 378</b>	23/02/2000	01/03/2000	167:03	501,15	44,1	3,5090
<b>PP - 379</b>	01/03/2000	08/03/2000	164:04	492,20	50,9	4,0505
<b>PP - 380</b>	08/03/2000	15/03/2000	167:00	501,00	57,0	4,5359
<b>PP - 381</b>	15/03/2000	22/03/2000	164:17	492,85	41,5	3,3024
<b>PP - 382</b>	22/03/2000	29/03/2000	163:56	481,80	26,0	2,0690
<b>PP - 383</b>	29/03/2000	05/04/2000	170:02	510,10	24,3	1,9337
<b>PP - 384</b>	05/04/2000	12/04/2000	167:02	501,10	30,2	2,4032
<b>PP - 385</b>	12/04/2000	19/04/2000	167:58	503,65	17,6	1,4006
<b>PP - 386</b>	19/04/2000	26/04/2000	167:31	502,55	21,5	1,7109
<b>PP - 387</b>	26/04/2000	03/05/2000	168:28	505,40	24,7	1,9655
<b>PP - 388</b>	03/05/2000	10/05/2000	167:05	501,25	26,3	2,0929
<b>PP - 389</b>	10/05/2000	17/05/2000	167:34	502,70	38,3	3,0478
<b>PP - 390</b>	17/05/2000	24/05/2000	169:00	507,00	31,1	2,4748
<b>PP - 391</b>	24/05/2000	31/05/2000	170:39	511,95	25,2	2,0053
<b>PP - 392</b>	31/05/2000	07/06/2000	164:31	493,55	38,0	3,0239
<b>PP - 393</b>	07/06/2000	14/06/2000	167:27	502,35	35,2	2,8011
<b>PP - 394</b>	14/06/2000	21/06/2000	171:41	515,05	37,5	2,9841

*Continúa en la página siguiente*

<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
PP - 395	21/06/2000	28/06/2000	166:56	500,80	44,7	3,5571
PP - 396	28/06/2000	05/07/2000	167:32	502,60	38,4	3,0558
PP - 397	05/07/2000	13/07/2000	187:12	561,60	49,7	3,9550
PP - 398	13/07/2000	19/07/2000	146:52	440,60	34,5	2,7454
PP - 399	19/07/2000	26/07/2000	167:53	503,65	38,3	3,0478
PP - 400	26/07/2000	02/08/2000	164:35	493,75	53,9	4,2892
PP - 401	02/08/2000	09/08/2000	164:23	493,15	46,7	3,7162
PP - 402	09/08/2000	16/08/2000	174:33	523,65	48,4	3,8515
PP - 403	16/08/2000	23/08/2000	161:19	483,95	41,8	3,3263
PP - 404	23/08/2000	30/08/2000	168:49	506,45	48,1	3,8276
PP - 405	30/08/2000	06/09/2000	168:59	506,95	53,4	4,2492
PP - 406	06/09/2000	13/09/2000	169:27	508,35	44,9	3,5730
PP - 407	13/09/2000	20/09/2000	167:55	503,75	41,6	3,3104
PP - 408	20/09/2000	27/09/2000	168:16	504,80	41,4	3,2945
PP - 409	27/09/2000	04/10/2000	167:20	502,00	25,9	2,0611
PP - 410	04/10/2000	11/10/2000	169:02	507,10	35,4	2,8170
PP - 411	11/10/2000	18/10/2000	171:31	514,55	21,0	1,6711
PP - 412	18/10/2000	25/10/2000	161:19	483,95	22,2	1,7666
PP - 413	25/10/2000	31/10/2000	152:44	458,20	26,6	2,1168
PP - 414	31/10/2000	08/11/2000	185:43	557,15	18,5	1,4722
PP - 415	08/11/2000	15/11/2000	167:55	503,75	28,4	2,2600
PP - 416	15/11/2000	22/11/2000	168:27	505,35	29,3	2,3334
PP - 417	22/11/2000	29/11/2000	162:13	486,65	27,3	2,1724
PP - 418	29/11/2000	05/12/2000	151:34	454,70	23,8	1,8939
PP - 419	05/12/2000	13/12/2000	190:57	572,85	33,2	2,6420
PP - 420	13/12/2000	20/12/2000	163:20	490,00	46,1	3,6685
PP - 421	20/12/2000	26/12/2000	142:44	428,20	17,3	1,3767
PP - 422	26/12/2000	03/01/2001	194:58	584,90	14,0	1,0852
PP - 423	03/01/2001	10/01/2001	163:57	491,85	22,2	1,7208
PP - 424	10/01/2001	17/01/2001	168:13	504,65	25,4	1,9688
PP - 425	17/01/2001	24/01/2001	168:10	504,50	23,0	1,7828
PP - 426	24/01/2001	31/01/2001	173:07	519,35	19,3	1,4960
PP - 427	31/01/2001	07/02/2001	167:09	501,45	38,5	2,9843
PP - 428	07/02/2001	14/02/2001	167:50	503,50	31,0	2,4029
PP - 429	14/02/2001	21/02/2001	167:52	503,60	39,4	3,0540
PP - 430	21/02/2001	01/03/2001	182:49	548,45	46,1	3,5734

*Continúa en la página siguiente*



<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
<b>PP - 431</b>	01/03/2001	07/03/2001	153:41	461,05	17,0	1,3177
<b>PP - 432</b>	07/03/2001	14/03/2001	164:48	494,40	28,8	2,2324
<b>PP - 433</b>	14/03/2001	21/03/2001	164:48	494,40	41,8	3,2401
<b>PP - 434</b>	21/03/2001	28/03/2001	159:29	478,45	44,3	3,4339
<b>PP - 435</b>	28/03/2001	04/04/2001	170:23	511,15	46,9	3,6354
<b>PP - 436</b>	04/04/2001	11/04/2001	164:58	494,90	44,4	3,4416
<b>PP - 437</b>	11/04/2001	18/04/2001	169:20	508,00	42,0	3,2556
<b>PP - 438</b>	18/04/2001	25/04/2001	168:31	505,55	40,8	3,1626
<b>PP - 439</b>	25/04/2001	02/05/2001	168:09	504,45	34,4	2,6665
<b>PP - 440</b>	02/05/2001	09/05/2001	164:26	493,20	26,7	2,0696
<b>PP - 441</b>	09/05/2001	16/05/2001	170:36	511,80	27,6	2,1394
<b>PP - 442</b>	16/05/2001	22/05/2001	149:45	449,25	21,1	1,6365
<b>PP - 443</b>	22/05/2001	30/05/2001	192:57	578,85	41,5	3,2168
<b>PP - 444</b>	30/05/2001	06/06/2001	165:49	497,45	45,4	3,5191
<b>PP - 445</b>	06/06/2001	13/06/2001	162:31	487,55	37,3	2,8913
<b>PP - 446</b>	13/06/2001	20/06/2001	168:26	505,30	42,2	3,2711
<b>PP - 447</b>	20/06/2001	27/06/2001	171:37	514,85	62,8	4,8679
<b>PP - 448</b>	27/06/2001	04/07/2001	167:02	501,10	53,1	4,1160
<b>PP - 449</b>	04/07/2001	12/07/2001	185:59	557,95	56,8	4,4028
<b>PP - 450</b>	12/07/2001	18/07/2001	152:40	458,00	50,0	3,8757
<b>PP - 451</b>	18/07/2001	25/07/2001	161:44	485,20	70,7	5,4802
<b>PP - 452</b>	25/07/2001	01/08/2001	171:55	515,75	87,3	6,7670
<b>PP - 453</b>	01/08/2001	08/08/2001	144:31	433,55	41,3	3,2013
<b>PP - 454</b>	08/08/2001	15/08/2001	165:53	497,65	57,9	4,4880
<b>PP - 455</b>	15/08/2001	22/08/2001	169:12	507,60	59,7	4,6276
<b>PP - 456</b>	22/08/2001	29/08/2001	167:05	501,25	60,8	4,7128
<b>PP - 457</b>	29/08/2001	05/09/2001	165:14	495,70	39,3	3,0463
<b>PP - 458</b>	05/09/2001	12/09/2001	170:39	511,95	40,2	3,1161
<b>PP - 459</b>	12/09/2001	19/09/2001	168:24	505,20	43,4	3,3641
<b>PP - 460</b>	19/09/2001	27/09/2001	189:05	567,25	39,4	3,0540
<b>PP - 461</b>	27/09/2001	03/10/2001	146:55	440,75	25,0	1,9378
<b>PP - 462</b>	03/10/2001	10/10/2001	164:52	494,60	31,5	2,4417
<b>PP - 463</b>	10/10/2001	17/10/2001	171:46	515,30	34,5	2,6742
<b>PP - 464</b>	17/10/2001	23/10/2001	125:56	377,80	16,8	1,3022
<b>PP - 465</b>	23/10/2001	31/10/2001	203:46	611,30	53,9	4,1780
<b>PP - 466</b>	31/10/2001	07/11/2001	162:08	486,40	25,2	1,9534

*Continúa en la página siguiente*

<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
PP - 467	07/11/2001	14/11/2001	171:35	514,35	23,7	1,8371
PP - 468	14/11/2001	21/11/2001	166:47	500,35	18,7	1,4495
PP - 469	21/11/2001	28/11/2001	164:17	492,85	27,1	2,1006
PP - 470	28/11/2001	05/12/2001	172:49	518,45	42,0	3,2556
PP - 471	05/12/2001	12/12/2001	168:32	505,60	33,5	2,5967
PP - 472	12/12/2001	19/12/2001	163:50	491,50	20,4	1,5813
PP - 473	19/12/2001	26/12/2001	168:53	482,27	23,6	1,8293
PP - 474	26/12/2001	02/01/2002	163:15	451,50	30,2	2,3404
PP - 475	02/01/2002	09/01/2002	174:50	485,87	24,1	1,9178
PP - 476	09/01/2002	17/01/2002	193:40	518,64	43,4	3,4537
PP - 477	17/01/2002	23/01/2002	133:20	363,23	22,4	1,7825
PP - 478	23/01/2002	30/01/2002	170:05	440,62	36,1	2,8727
PP - 479	30/01/2002	06/02/2002	168:10	431,50	36,9	2,9364
PP - 480	06/02/2002	13/02/2002	168:10	444,35	38,1	3,0319
PP - 481	13/02/2002	20/02/2002	167:59	512,14	43,2	3,4377
PP - 482	20/02/2002	27/02/2002	167:44	502,95	38,2	3,0399
PP - 483	27/02/2002	06/03/2002	169:29	409,33	17,9	1,4244
PP - 484	06/03/2002	14/03/2002	189:16	547,25	35,0	2,7852
PP - 485	14/03/2002	20/03/2002	150:31	435,21	17,3	1,3767
PP - 486	20/03/2002	27/03/2002	157:43	478,36	39,7	3,1592
PP - 487	27/03/2002	04/04/2002	191:29	562,01	34,9	2,7772
PP - 488	04/04/2002	11/04/2002	167:04	485,89	17,9	1,4244
PP - 489	11/04/2002	17/04/2002	151:26	440,77	15,4	1,2255
PP - 490	17/04/2002	24/04/2002	168:52	496,84	32,8	2,6101
PP - 491	24/04/2002	02/05/2002	188:19	577,06	42,0	3,3422
PP - 492	02/05/2002	09/05/2002	169:18	547,07	19,5	1,5518
PP - 493	09/05/2002	15/05/2002	143:24	456,88	21,6	1,7189
PP - 494	15/05/2002	22/05/2002	174:25	515,93	46,0	3,6606
PP - 495	22/05/2002	29/05/2002	160:51	492,97	43,5	3,4616
PP - 496	29/05/2002	05/06/2002	167:04	480,30	50,6	4,0266
PP - 497	05/06/2002	12/06/2002	175:19	523,41	33,3	2,6499
PP - 498	12/06/2002	19/06/2002	169:19	476,64	69,3	5,5147
PP - 499	19/06/2002	26/06/2002	162:02	440,92	43,4	3,4537
PP - 500	26/06/2002	03/07/2002	174:45	500,85	42,2	3,3582
PP - 501	03/07/2002	10/07/2002	165:50	468,12	34,2	2,7215
PP - 502	10/07/2002	17/07/2002	168:33	467,81	34,2	2,7215

*Continúa en la página siguiente*

<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
<b>PP - 503</b>	17/07/2002	24/07/2002	167:34	469,04	38,0	3,0239
<b>PP - 504</b>	24/07/2002	31/07/2002	163:32	426,11	42,6	3,3900
<b>PP - 505</b>	31/07/2002	08/08/2002	189:48	531,50	44,5	3,5412
<b>PP - 506</b>	08/08/2002	14/08/2002	150:51	424,97	30,9	2,4539
<b>PP - 507</b>	14/08/2002	21/08/2002	167:03	454,62	32,7	2,6022
<b>PP - 508</b>	21/08/2002	28/08/2002	164:28	450,58	33,7	2,6818
<b>PP - 509</b>	28/08/2002	04/09/2002	166:08	470,62	38,5	3,0637
<b>PP - 510</b>	04/09/2002	09/09/2002	126:54	378,38	28,7	2,2839
<b>PP - 511</b>	09/09/2002	18/09/2002	215:25	619,49	40,6	3,2308
<b>PP - 512</b>	18/09/2002	25/09/2002	166:24	488,80	25,6	2,0372
<b>PP - 513</b>	25/09/2002	02/10/2002	168:37	497,53	25,1	1,9973
<b>PP - 514</b>	02/10/2002	09/10/2002	167:12	531,13	31,6	2,5146
<b>PP - 515</b>	09/10/2002	16/10/2002	169:23	580,33	28,2	2,2441
<b>PP - 516</b>	16/10/2002	23/10/2002	168:08	555,72	24,0	1,9098
<b>PP - 517</b>	23/10/2002	30/10/2002	168:45	540,06	42,5	3,3820
<b>PP - 518</b>	30/10/2002	06/11/2002	167:30	543,94	34,1	2,7136
<b>PP - 519</b>	06/11/2002	13/11/2002	166:55	534,08	47,7	3,7958
<b>PP - 520</b>	13/11/2002	20/11/2002	169:05	516,69	15,3	1,2175
<b>PP - 521</b>	20/11/2002	27/11/2002	168:14	527,88	18,1	1,4403
<b>PP - 522</b>	27/11/2002	04/12/2002	167:20	533,38	20,3	1,6154
<b>PP - 523</b>	04/12/2002	11/12/2002	160:55	564,12	22,6	1,7984
<b>PP - 524</b>	11/12/2002	18/12/2002	173:56	558,51	33,7	2,6818
<b>PP - 525</b>	18/12/2002	26/12/2002	185:41	545,66	24,2	1,9258
<b>PP - 526</b>	26/12/2002	02/01/2003	166:14	543,58	17,8	1,4164
<b>PP - 527</b>	02/01/2003	08/01/2003	153:38	468,11	13,0	1,0345
<b>PP - 528</b>	08/01/2003	15/01/2003	167:37	588,52	22,3	1,7746
<b>PP - 529</b>	15/01/2003	22/01/2003	167:31	512,56	28,6	2,2759
<b>PP - 530</b>	22/01/2003	29/01/2003	168:00	601,19	26,7	2,1247
<b>PP - 531</b>	29/01/2003	05/02/2003	168:12	607,04	26,2	2,0849
<b>PP - 532</b>	05/02/2003	12/02/2003	157:07	484,62	29,5	2,3475
<b>PP - 533</b>	12/02/2003	19/02/2003	176:06	478,36	21,9	1,7427
<b>PP - 534</b>	19/02/2003	24/02/2003	120:29	418,86	17,6	1,4006
<b>PP - 535</b>	24/02/2003	05/03/2003	206:22	710,38	29,1	2,3157
<b>PP - 536</b>	05/03/2003	12/03/2003	168:14	657,50	50,5	4,0187
<b>PP - 537</b>	12/03/2003	19/03/2003	166:48	561,93	50,6	4,0266
<b>PP - 538</b>	19/03/2003	26/03/2003	153:10	554,16	41,9	3,3343

*Continúa en la página siguiente*

<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
<b>PP - 539</b>	26/03/2003	02/04/2003	166:50	530,18	25,9	2,0611
<b>PP - 540</b>	02/04/2003	09/04/2003	168:42	601,02	37,5	2,9841
<b>PP - 541</b>	09/04/2003	16/04/2003	162:02	545,47	22,1	1,7586
<b>PP - 542</b>	16/04/2003	23/04/2003	166:25	589,52	19,4	1,5438
<b>PP - 543</b>	23/04/2003	30/04/2003	175:39	628,91	29,0	2,3077
<b>PP - 544</b>	30/04/2003	07/05/2003	166:41	605,86	29,6	2,3555
<b>PP - 545</b>	07/05/2003	14/05/2003	162:40	560,23	45,0	3,5810
<b>PP - 546</b>	14/05/2003	21/05/2003	167:28	566,84	42,0	3,3422
<b>PP - 547</b>	21/05/2003	28/05/2003	173:16	570,72	46,9	3,7322
<b>PP - 548</b>	28/05/2003	04/06/2003	169:29	566,97	45,5	3,6208
<b>PP - 549</b>	04/06/2003	11/06/2003	167:33	532,99	56,6	4,5041
<b>PP - 550</b>	11/06/2003	18/06/2003	168:02	508,79	47,1	3,7481
<b>PP - 551</b>	18/06/2003	25/06/2003	166:34	508,14	45,2	3,5969
<b>PP - 552</b>	25/06/2003	02/07/2003	168:57	518,76	36,2	2,8807
<b>PP - 553</b>	02/07/2003	09/07/2003	169:19	517,30	38,7	3,0796
<b>PP - 554</b>	09/07/2003	16/07/2003	163:53	495,56	41,6	3,3104
<b>PP - 555</b>	16/07/2003	23/07/2003	169:37	483,07	56,2	4,4722
<b>PP - 556</b>	23/07/2003	30/07/2003	166:58	512,09	41,9	3,3343
<b>PP - 557</b>	30/07/2003	06/08/2003	164:48	452,18	41,2	3,2786
<b>PP - 558</b>	06/08/2003	13/08/2003	168:42	482,64	38,5	3,0637
<b>PP - 559</b>	13/08/2003	20/08/2003	167:38	488,71	34,6	2,7534
<b>PP - 560</b>	20/08/2003	27/08/2003	174:12	512,02	47,6	3,7879
<b>PP - 561</b>	27/08/2003	03/09/2003	168:07	513,04	34,9	2,7772
<b>PP - 562</b>	03/09/2003	10/09/2003	159:42	496,48	33,2	2,6420
<b>PP - 563</b>	10/09/2003	17/09/2003	176:30	541,31	36,3	2,8889
<b>PP - 564</b>	17/09/2003	24/09/2003	158:06	492,12	36,2	2,8807
<b>PP - 565</b>	24/09/2003	30/09/2003	142:13	445,87	25,1	1,9974
<b>PP - 566</b>	30/09/2003	08/10/2003	195:31	618,68	29,5	2,3475
<b>PP - 567</b>	08/10/2003	14/10/2003	175:51	573,59	26,5	2,1088
<b>PP - 568</b>	14/10/2003	22/10/2003	160:47	498,10	16,4	1,3051
<b>PP - 569</b>	22/10/2003	29/10/2003	168:36	543,96	18,1	1,4403
<b>PP - 570</b>	29/10/2003	05/11/2003	167:56	536,77	20,4	1,6234
<b>PP - 571</b>	05/11/2003	12/11/2003	167:10	536,71	35,7	2,8409
<b>PP - 572</b>	12/11/2003	19/11/2003	168:38	550,85	23,0	1,8303
<b>PP - 573</b>	19/11/2003	26/11/2003	167:53	557,77	23,6	1,8780
<b>PP - 574</b>	26/11/2003	03/12/2003	172:12	520,89	21,7	1,7268

*Continúa en la página siguiente*

<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
<b>PP - 575</b>	03/12/2003	10/12/2003	163:21	549,08	22,5	1,7905
<b>PP - 576</b>	10/12/2003	18/12/2003	187:14	595,80	43,4	3,4536
<b>PP - 577</b>	18/12/2003	24/12/2003	145:06	441,38	27,3	2,1724
<b>PP - 578</b>	24/12/2003	31/12/2003	169:38	534,01	24,0	1,9098
<b>PP - 579</b>	31/12/2003	07/01/2004	172:22	556,63	17,4	1,3846
<b>PP - 580</b>	07/01/2004	14/01/2004	164:01	486,89	34,8	2,7693
<b>PP - 581</b>	14/01/2004	21/01/2004	174:06	498,31	27,4	2,1804
<b>PP - 582</b>	21/01/2004	28/01/2004	161:53	459,41	30,5	2,4271
<b>PP - 583</b>	28/01/2004	04/02/2004	167:53	540,76	32,8	2,6101
<b>PP - 584</b>	04/02/2004	11/02/2004	168:55	559,34	38,8	3,0876
<b>PP - 585</b>	11/02/2004	18/02/2004	172:05	549,17	44,0	3,5014
<b>PP - 586</b>	18/02/2004	25/02/2004	164:01	481,82	23,9	1,9019
<b>PP - 587</b>	25/02/2004	03/03/2004	166:34	522,08	15,5	1,2334
<b>PP - 588</b>	03/03/2004	10/03/2004	173:49	559,88	47,8	3,8038
<b>PP - 589</b>	10/03/2004	17/03/2004	161:30	535,28	25,0	1,9894
<b>PP - 590</b>	17/03/2004	24/03/2004	167:47	570,00	48,2	3,8356
<b>PP - 591</b>	24/03/2004	31/03/2004	166:59	458,24	18,0	1,4324
<b>PP - 592</b>	31/03/2004	07/04/2004	168:55	606,46	26,5	2,1088
<b>PP - 593</b>	07/04/2004	14/04/2004	173:20	579,76	21,4	1,7030
<b>PP - 594</b>	14/04/2004	21/04/2004	168:14	546,12	23,3	1,4588
<b>PP - 595</b>	21/04/2004	28/04/2004	170:02	607,29	27,8	1,7405
<b>PP - 596</b>	28/04/2004	05/05/2004	158:32	483,47	15,9	0,9955
<b>PP - 597</b>	05/05/2004	12/05/2004	169:08	587,92	16,7	1,0456
<b>PP - 598</b>	12/05/2004	19/05/2004	168:27	503,28	22,7	1,4212
<b>PP - 599</b>	19/05/2004	26/05/2004	168:12	581,63	31,1	2,4748
<b>PP - 600</b>	26/05/2004	02/06/2004	168:24	572,16	26,9	2,1406
<b>PP - 601</b>	02/06/2004	09/06/2004	126:22	440,03	31,1	2,4748
<b>PP - 602</b>	09/06/2004	16/06/2004	158:14	549,17	16,3	1,2971
<b>PP - 603</b>	16/06/2004	22/06/2004	155:18	573,62	6,9	0,5451
<b>PP - 604</b>	22/06/2004	30/06/2004	183:14	641,13	3,7	0,2944
<b>PP - 605</b>	30/06/2004	07/07/2004	173:37	574,20	54,5	4,3370
<b>PP - 606</b>	07/07/2004	14/07/2004	162:25	564,12	35,8	2,8489
<b>PP - 607</b>	14/07/2004	21/07/2004	168:03	569,27	43,4	3,4536
<b>PP - 608</b>	21/07/2004	28/07/2004	173:41	498,15	80,1	6,3741
<b>PP - 609</b>	28/07/2004	04/08/2004	163:11	550,75	48,5	3,8595
<b>PP - 610</b>	04/08/2004	11/08/2004	166:56	591,97	41,3	3,2865

*Continúa en la página siguiente*

<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
PP - 611	11/08/2004	18/08/2004	167:06	588,62	30,6	2,4351
PP - 612	18/08/2004	25/04/2004	169:11	594,59	59,9	4,7667
PP - 613	25/04/2004	01/09/2004	166:00	502,99	52,1	4,1460
PP - 614	01/09/2004	08/09/2004	167:46	580,97	57,3	4,5598
PP - 615	08/09/2004	15/09/2004	175:15	509,83	59,0	4,6951
PP - 616	15/09/2004	22/09/2004	169:08	574,28	41,7	3,3184
PP - 617	22/09/2004	28/09/2004	134:26	451,91	38,6	3,0717
PP - 618	28/09/2004	06/10/2004	195:14	617,78	59,9	4,6871
PP - 619	06/10/2004	13/10/2004	173:15	548,59	38,6	3,0717
PP - 620	13/10/2004	20/10/2004	169:57	551,31	34,5	2,7454
PP - 621	20/10/2004	27/10/2004	160:13	488,37	33,4	2,6579
PP - 622	27/10/2004	03/11/2004	175:19	544,92	17,4	1,3846
PP - 623	03/11/2004	10/11/2004	168:51	513,24	31,7	2,5226
PP - 624	10/11/2004	17/11/2004	166:52	552,85	31,4	2,4987
PP - 625	17/11/2004	24/11/2004	166:30	469,12	46,7	3,7162
PP - 626	24/11/2004	01/12/2004	169:09	508,23	40,7	3,2388
PP - 627	01/12/2004	09/12/2004	184:17	485,86	13,1	1,0425
PP - 628	09/12/2004	15/12/2004	149:30	422,29	24,8	1,9735
PP - 629	15/12/2004	22/12/2004	168:06	522,13	29,1	2,3157
PP - 630	22/12/2004	29/12/2004	161:54	528,15	18,4	1,4642
PP - 631	29/12/2004	05/01/2005	165:17	520,00	21,5	1,7109
PP - 632	05/01/2005	12/01/2005	170:12	517,11	35,5	2,8250
PP - 633	12/01/2005	19/01/2005	175:33	488,08	39,0	3,1035
PP - 634	19/01/2005	26/01/2005	167:21	531,39	35,0	2,7852
PP - 635	26/01/2005	02/02/2005	167:34	553,44	32,8	2,6101
PP - 636	02/02/2005	09/02/2005	168:12	473,45	25,2	2,0053
PP - 637	09/02/2005	16/02/2005	166:03	542,68	25,5	2,0292
PP - 638	16/02/2005	23/02/2005	162:44	551,13	24,4	1,9417
PP - 639	23/02/2005	02/03/2005	167:04	442,77	17,0	1,3528
PP - 640	02/03/2005	09/03/2005	169:09	539,03	19,4	1,5438
PP - 641	09/03/2005	16/03/2005	167:07	529,27	42,1	3,3502
PP - 642	16/03/2005	23/03/2005	164:51	521,65	65,2	5,1884
PP - 643	23/03/2005	30/03/2005	170:20	551,44	17,7	1,4085
PP - 644	30/03/2005	06/04/2005	174:59	566,51	32,5	2,5863
PP - 645	06/04/2005	13/04/2005	158:35	511,63	27,4	2,1804
PP - 646	13/04/2005	20/04/2005	176:37	601,59	26,4	2,1008

*Continúa en la página siguiente*

<b>Muestras</b>	<b>Comienzo de Muestreo</b>	<b>Fin de Muestreo</b>	<b>Tiempo (H:min)</b>	<b>Volumen (m<sup>3</sup>)</b>	<b>Peso Dep. (mg)</b>	<b>Espesor (mg·cm<sup>-2</sup>)</b>
<b>PP - 647</b>	20/04/2005	27/04/2005	161:26	543,17	32,9	2,6181
<b>PP - 648</b>	27/04/2005	04/05/2005	168:03	565,63	46,3	3,6844
<b>PP - 649</b>	04/05/2005	11/05/2005	167:39	560,26	36,4	2,8966
<b>PP - 650</b>	11/05/2005	17/05/2005	140:39	494,72	20,0	1,5915
<b>PP - 651</b>	17/05/2005	25/05/2005	195:42	636,08	39,4	3,1353
<b>PP - 652</b>	25/05/2005	01/06/2005	166:56	579,74	45,5	3,6208
<b>PP - 653</b>	01/06/2005	09/06/2005	187:54	628,11	51,8	4,1221
<b>PP - 654</b>	09/06/2005	17/06/2005	192:04	631,14	44,7	3,5571
<b>PP - 655</b>	17/06/2005	23/06/2005	144:59	488,92	34,7	2,7613
<b>PP - 656</b>	23/06/2005	29/06/2005	146:15	497,84	46,1	3,6685
<b>PP - 657</b>	29/06/2005	06/07/2005	168:24	566,09	36,8	2,9284
<b>PP - 658</b>	06/07/2005	13/07/2005	175:28	607,53	39,5	3,1433
<b>PP - 659</b>	13/07/2005	20/07/2005	159:55	486,50	52,0	4,1380
<b>PP - 660</b>	20/07/2005	27/07/2005	168:21	566,29	42,1	3,3502
<b>PP - 661</b>	27/07/2005	03/08/2005	175:46	647,59	38,5	3,0637
<b>PP - 662</b>	03/08/2005	11/08/2005	182:12	500,71	59,5	4,7348
<b>PP - 663</b>	11/08/2005	17/08/2005	148:58	538,66	39,0	3,1035
<b>PP - 664</b>	17/08/2005	24/08/2005	162:10	579,57	40,3	3,2070
<b>PP - 665</b>	24/08/2005	31/08/2005	165:25	575,18	38,7	3,0796
<b>PP - 666</b>	31/08/2005	07/09/2005	168:58	571,73	44,8	3,5651
<b>PP - 667</b>	07/09/2005	14/09/2005	174:35	619,66	23,2	1,8462
<b>PP - 668</b>	14/09/2005	21/09/2005	161:05	583,52	32,6	2,5942
<b>PP - 669</b>	21/09/2005	28/09/2005	174:25	592,36	37,7	3,0001
<b>PP - 670</b>	28/09/2005	04/10/2005	159:59	551,17	36,3	2,8886
<b>PP - 671</b>	04/10/2005	12/10/2005	170:13	589,99	36,5	2,9046
<b>PP - 672</b>	12/10/2005	18/10/2005	138:52	491,26	15,2	1,2096
<b>PP - 673</b>	18/10/2005	26/10/2005	193:14	652,81	21,7	1,7268
<b>PP - 674</b>	26/10/2005	02/11/2005	171:51	611,76	34,7	2,7613
<b>PP - 675</b>	02/11/2005	09/11/2005	164:57	575,54	29,8	2,3714
<b>PP - 676</b>	09/11/2005	16/11/2005	170:41	628,30	19,3	1,5358
<b>PP - 677</b>	16/11/2005	23/11/2005	177:13	512,74	24,9	1,9815
<b>PP - 678</b>	23/11/2005	30/11/2005	162:16	539,81	20,1	1,5995
<b>PP - 679</b>	30/11/2005	06/12/2005	148:57	494,25	15,5	1,2334
<b>PP - 680</b>	06/12/2005	14/12/2005	190:57	626,44	28,4	2,2600
<b>PP - 681</b>	14/12/2005	22/12/2005	190:23	571,36	30,3	2,4112
<b>PP - 682</b>	22/12/2005	30/12/2005	183:07	509,65	19,8	1,5756

