

UNIVERSIDAD DE GRANADA

PROGRAMA DE DOCTORADO EN MEDICINA CLÍNICA Y SALUD  
PÚBLICA



APLICACIÓN DEL MÉTODO DE DESCOMPOSICIÓN EN EL  
ANÁLISIS DE LA MORTALIDAD POR LESIONES DE TRÁFICO EN  
ESPAÑA

Tesis doctoral

MARÍA ÁNGELES ONIEVA GARCÍA

Directores de tesis

ELADIO JIMÉNEZ MEJÍAS

JOSÉ PULIDO MANZANERO

GRANADA, 2022

Editor: Universidad de Granada. Tesis Doctorales  
Autor: María Ángeles Onieva García  
ISBN: 978-84-1117-616-3  
URI: <https://hdl.handle.net/10481/79203>



*“En esencia, todos los modelos están equivocados, pero algunos son útiles.”*  
*(George Edward Pelham Box, 1951)*

A mis seres queridos.



# Agradecimientos

Como la esencia de la ciencia es arrojar un poco de luz a la verdad a través del método científico, no pude encontrar mejor guía en el inicio de este camino que al Profesor y Dr. Pablo Lardelli, tutor de esta tesis. Quién le haya conocido seguramente coincida en que él representa el rigor metodológico que cualquier estudio de investigación, al que supongamos ambiciosos objetivos, anhela para sí mismo en virtud a la honorable verdad aún cuando las limitaciones le aguarden. Y del mismo modo, agradezco al Profesor y Dr. Eladio Jiménez, mi director de tesis, su brillantez docente y maestría en la dirección, así como sus valiosas aportaciones que han nutrido el proceso de este compendio; y sobre todo, el respaldo, comprensión y apoyo que me ha brindado en todo momento para que esta tesis pueda ser defendida. Y especialmente muestro mi agradecimiento al Profesor y Dr. José Pulido, mi co-director de tesis, por su estimable ayuda en el término más práctico que pueda concebirse pues, sin lugar a dudas, ha sido para mí un apoyo fundamental para avanzar y finalizar el proceso de elaboración de mi tesis. A ellos y al resto

del equipo humano que constituye el Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública de la Universidad de Granada, y de quiénes guardo muy gratos recuerdos de mi breve rotación, GRACIAS.

A mis compañeros de Medicina Preventiva porque en dondequiera que me hallo siguen siendo útiles sus enseñanzas y comparto orgullosa que tal maestría en el desempeño de esta profesión me ayuden a progresar.

# Resumen

Esta tesis doctoral versa sobre el análisis de la mortalidad por lesiones de tráfico en usuarios de la vía en España, un tema de importancia en Salud Pública por su magnitud y trascendencia sociosanitaria y que no está suficientemente estudiado en nuestro país. El objetivo general de la tesis ha sido analizar las diferencias en las tasas de mortalidad por lesiones de tráfico en peatones y conductores cuantificando la contribución relativa de cada componente de la mortalidad (exposición, accidentalidad y letalidad) en función del año (evolución temporal), y de la edad y el sexo. Para ello, se emplearon distintas fuentes de datos (Registro de Accidentes de Tráfico con Víctimas y Registro Español de Licencias de Conductores de la Dirección General de Tráfico de España; y Censo de Población del Instituto Nacional de Estadística). El enfoque de análisis se basó principalmente en el método de descomposición, una herramienta validada para descomponer la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en sus tres componentes (exposición, accidentalidad y letalidad), cuantificar el peso de cada componente sobre los



cambios en la tasa de mortalidad y comparar grupos estratificando según factores de riesgo (como la edad o el sexo). Además, se utilizó el método de exposición cuasi-inducida para obtener estimaciones de la exposición en peatones y conductores, y modelos de regresión de Poisson para la obtención de estimaciones puntuales. Del análisis realizado pueden destacarse varios resultados. El componente más determinante en la disminución de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en peatones fue la letalidad y, en menor medida, la accidentalidad (o riesgo de colisión entre un peatón expuesto y un vehículo). Del mismo modo, en conductores, el factor más determinante en la disminución de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico fue la letalidad, mientras que la exposición también contribuyó aunque en menor medida. Como era de esperar, la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en peatones aumentó con la edad; en cambio, en conductores, ésta presentó un patrón en forma de U detectándose el exceso de mortalidad en el grupo más joven (de 15 a 17 años), si bien este patrón se modificó tras ajustar por la exposición cuando el mayor exceso de mortalidad se detectó a partir de los 75 años. En ambos tipos de usuarios, el componente que más contribuyó a este exceso de mortalidad relacionado con la edad fue la letalidad. La exposición aumentó con la edad en peatones y descendió en conductores, y la accidentalidad (o riesgo de colisión) disminuyó con la edad en peatones y aumentó en conductores. Los varones, tanto peatones como conductores, tenían tasas

de mortalidad más altas en comparación con las mujeres. En peatones, la letalidad fue el principal determinante de esta diferencia. Sin embargo, su mayor letalidad, y también su mayor riesgo de involucrarse en una colisión, se contrarrestó parcialmente por su menor cantidad de exposición, observada en los peatones del sexo masculino de todas las edades, excepto en edades extremas (de 0 a 14, y a partir de los 75 años). En cambio, en los conductores varones las diferencias se explicaban por la mayor exposición (especialmente en el grupo de 45 a 74 años) y letalidad (especialmente en el grupo de 15 a 44 años, y a partir de los 75 años). En conclusión, la magnitud y dirección de las asociaciones entre la edad, el sexo y el año, y cada uno de los tres componentes de la tasa de mortalidad por tráfico en peatones y conductores diferían según el componente analizado. Estas diferencias deben tenerse en cuenta para priorizar estrategias preventivas destinadas a disminuir la mortalidad debida a lesiones por tráfico en los distintos usuarios de la vía.



# Índice general

<b>Índice de Tablas</b>	<b>17</b>
<b>Índice de Figuras</b>	<b>20</b>
<b>1. Introducción</b>	<b>21</b>
1.1. Conceptos generales . . . . .	22
1.2. Las lesiones por tráfico como problema de salud pública . . . . .	29
1.3. Modelos causales de las lesiones por tráfico . . . . .	35
1.4. Cadena epidemiológica de las lesiones por tráfico . . . . .	41
1.5. El método de descomposición . . . . .	43
1.5.1. Una perspectiva histórica . . . . .	43
1.5.2. Formulación del método de descomposición . . . . .	48
1.5.3. El método de descomposición aplicado a la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico . . . . .	52
1.6. El método de exposición cuasi-inducida . . . . .	64
1.7. El método de descomposición aplicado a las lesiones por tráfico en España . . . . .	71
<b>2. Justificación</b>	<b>73</b>

<b>3. Hipótesis</b>	<b>75</b>
<b>4. Objetivos</b>	<b>77</b>
<b>5. Métodos</b>	<b>79</b>
5.1. Fuentes de información . . . . .	79
5.2. Análisis de la mortalidad en peatones . . . . .	83
5.2.1. Selección de la población a estudio . . . . .	83
5.2.2. Evolución temporal (OE-1.1) . . . . .	85
5.2.3. Diferencias de edad y género (OE-2.1) . . . . .	91
5.3. Análisis de la mortalidad en conductores . . . . .	97
5.3.1. Selección de la población a estudio . . . . .	97
5.3.2. Mortalidad ajustada por exposición (OE-0) . . . . .	99
5.3.3. Evolución temporal (OE-1.2) . . . . .	101
5.3.4. Diferencias de edad y género (OE-2.2) . . . . .	106
<b>6. Resultados</b>	<b>111</b>
6.1. Análisis de la mortalidad en peatones . . . . .	111
6.1.1. Evolución temporal (OE-1.1) . . . . .	111
6.1.2. Diferencias de edad y género (OE-2.1) . . . . .	118
6.2. Análisis de la mortalidad en conductores . . . . .	124
6.2.1. Mortalidad ajustada por exposición (OE-0) . . . . .	124
6.2.2. Evolución temporal (OE-1.2) . . . . .	132
6.2.3. Diferencias de edad y género (OE-2-2) . . . . .	136
<b>7. Discusión</b>	<b>147</b>

<i>ÍNDICE GENERAL</i>	13
7.1. Análisis de la mortalidad en peatones . . . . .	147
7.1.1. Evolución temporal . . . . .	147
7.1.2. Diferencias de edad y género . . . . .	149
7.1.3. Limitaciones . . . . .	153
7.1.4. Implicaciones prácticas . . . . .	157
7.2. Análisis de la mortalidad en conductores . . . . .	158
7.2.1. Mortalidad ajustada por exposición . . . . .	158
7.2.2. Evolución temporal . . . . .	162
7.2.3. Diferencias de edad y género . . . . .	164
7.2.4. Limitaciones . . . . .	168
7.2.5. Implicaciones prácticas . . . . .	172
<b>8. Conclusiones</b>	<b>175</b>
<b>9. Bibliografía</b>	<b>181</b>
<b>10. Anexos</b>	<b>195</b>
10.1. Anexo I . . . . .	195
10.1.1. Información del Registro de Accidentes de Tráfico con Víctimas de España . . . . .	195
10.2. Anexo II . . . . .	201
10.2.1. Infracciones de tráfico registradas por la Dirección Ge- neral de Tráfico . . . . .	201
10.3. Anexo III . . . . .	203
10.3.1. Artículo aval de la tesis . . . . .	203



# Índice de tablas

1.1. Matriz de fases y factores implicados en las lesiones por tráfico (Haddon, 1972) . . . . .	38
1.2. Artículos científicos donde los investigadores emplean el método de descomposición en la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico, según usuario de la vía y factores de riesgo . . . . .	53
5.1. Descripción de las poblaciones a estudio, fuente de información, ámbito y periodo de estudio, y variables, según el objeto específico y tipo de usuario de la vía . . . . .	82
6.1. Población total (P), peatones involucrados en colisiones (P1), peatones involucrados en colisiones con uno o más vehículos para los cuales se registró información sobre la comisión de infracciones tanto por parte del peatón como por los conductores de los vehículos (P2), peatones no infractores involucrados en colisiones entre un peatón y un vehículo en las que el conductor del vehículo cometió una infracción (P3) y peatones fallecidos (M). España, 1993-2011. . . . .	112
6.2. Tasa de mortalidad cruda (TMC) por 100.000 habitantes, razón de tasa de mortalidad ( $RTM = TM_i / TM_{1993}$ ), tasa de letalidad por 100 peatones involucrados en colisiones y razón de tasa de letalidad ( $RTL = TL_i / TL_{1993}$ ), en peatones. España, 1993-2011. . . . .	114



- 6.3. Valores ajustados por edad y sexo de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en peatones y sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), accidentalidad (RTA) y letalidad (RTL) en España, de 1994 a 2011, en comparación con 1993 . 116
- 6.3. Valores ajustados por edad y sexo de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en peatones y sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), accidentalidad (RTA) y letalidad (RTL) en España, de 1994 a 2011, en comparación con 1993 . 117
- 6.4. Distribución de peatones (todos y no responsables) implicados en accidentes de tráfico, y fallecidos, según edad y sexo . . . . 120
- 6.5. Razón de tasa de mortalidad en peatones según grupo de edad y sexo . . . . . 121
- 6.6. Descomposición de la razón de tasa de la mortalidad en peatones según edad y sexo . . . . . 123
- 6.7. Conductores involucrados en accidentes (P1), conductores no responsables involucrados en colisiones limpias (P2), conductores fallecidos en accidentes (P3), según grupo de edad y género. España, 2004-2011. . . . . 124
- 6.8. Razón de tasa de mortalidad cruda (RTMc) y ajustada por exposición (RTMa) en conductores involucrados en accidentes de tráfico según grupo de edad y género. España, 2004-2011 . 129
- 6.9. Razón de tasa de mortalidad cruda (RTMc) y ajustada por exposición (RTMa) en conductores involucrados en accidentes de tráfico según grupo de edad, género y tipo de vía. España, 2004-2011. . . . . 131
- 6.10. Razón de tasa de mortalidad cruda (RTMc) y ajustada por exposición (RTMa) en conductores varones (ref. mujeres) involucrados en accidentes de tráfico según grupo de edad y tipo de vía. España, 2004-2011. . . . . 133
- 6.11. Población de conductores (P1), conductores fallecidos involucrados en accidentes (P2), tasa de mortalidad por cada 100.000 conductores (TM) y razón de tasa de mortalidad en conductores (RTM) tomando como referencia el año 2004 . . . . . 133

6.12. Descomposición de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en conductores en sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), razón de tasa de accidentalidad (RTA) y razón de tasa de letalidad (RTL) por cada año (ref.: 2004) . . . . . 135

6.13. Razón de mortalidad (RTM) en conductores según grupo de edad y sexo . . . . . 141

6.14. Descomposición de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en conductores según grupo de edad y sexo, así como la proporción atribuible de cada componente (exposición (%E), accidentalidad (%A) y letalidad (%L)) a la RTM . . . . . 143



# Índice de figuras

1.1. Evolución de la letalidad (nº de fallecidos / nº de víctimas x 100) en los accidentes de tráfico con víctimas. España, 1993-2016 (Dirección General de Tráfico, 2017) . . . . .	34
1.2. Clasificación de los métodos de medición de la exposición en la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico (Adaptado de Jiang X et al., 2014) . . . . .	65
5.1. Diagrama de flujo que ilustra la selección de las sub-poblaciones de peatones del RA-DGT empleadas en el análisis . . . . .	84
6.1. Valores ajustados por edad y sexo de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en peatones y sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), accidentalidad (RTA) y letalidad (RTL) en España, de 1994 a 2011, en comparación con 1993 .	118
6.2. Razón de tasa de mortalidad (RTM) en peatones por grupo de edad (ref.: mujeres de 0-14 años) y en hombres (ref.: mujeres)	122
6.3. Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en peatones según grupo de edad (ref.: mujeres de 0-14 años) . . . . .	126
6.4. Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en peatones varones, según grupo de edad (ref.: mujeres) . . . . .	127

- 6.5. Razón de tasa de mortalidad cruda y ajustada por exposición en conductores involucrados en accidentes de tráfico según grupo de edad. España, 2004-2011 . . . . . 128
- 6.6. Razón de tasa de mortalidad (RTM) cruda y ajustada por exposición en conductores varones involucrados en accidentes de tráfico (ref. : mujeres) según grupo de edad. España, 2004-2011 . . . . . 132
- 6.7. Valores ajustados por edad y sexo de la razón de tasa de mortalidad en conductores y sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), accidentalidad (RTA) y letalidad (RTL), por cada año (ref.: 2004) . . . . . 136
- 6.8. Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en conductores, según año (ref.: 2004) . . . . . 140
- 6.9. Razón de tasa de mortalidad en conductores, según grupo de edad (ref.: mujeres de 18-29 años) y en hombres (ref.: mujeres) 142
- 6.10. Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en conductores, según grupo de edad (ref.: mujeres de 18-29 años) . . . . . 144
- 6.11. Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en conductores varones, según grupo de edad (ref.: mujeres) . . . . . 145

# Capítulo 1

## Introducción

## 1.1. Conceptos generales

Cuando se habla de los accidentes de tráfico, o de circulación, se tiende a considerarlos como eventos impredecibles, que ocurren por casualidad y, por tanto, difíciles de prevenir. Debido a la connotación que el término «accidente» tiene como un suceso impredecible e inevitable, se ha propuesto utilizar las expresiones «lesiones por accidente de tráfico» o, preferentemente «lesiones por tráfico», al focalizar que aún tratándose de una consecución de eventos, se pueden analizar desde un punto de vista racional y es posible poner en práctica medidas preventivas.

La vigilancia de las lesiones por tráfico comporta numerosas dificultades metodológicas debido, entre otras razones, a la falta de criterios consensuados de definición. Por ello, primeramente conviene definir aquellos conceptos relacionados con las lesiones por tráfico.

En España, según la ORDEN de 18 de febrero de 1993 por la que se modifica la estadística de los accidentes de circulación (BOE nº 47), se define:

- **Accidente de circulación:** aquellos que se producen, o tienen su origen, en una de las vías o terrenos objeto de la legislación sobre tráfico (vía pública), circulación de vehículos a motor y seguridad vial, como

consecuencia de los mismos se producen daños materiales y/o una o varias personas resultan muertas o heridas, y está implicado al menos un vehículo en movimiento.

- **Vehículo implicado:** se considera que un vehículo está implicado en un accidente de circulación cuando concurren una o varias de las circunstancias detalladas a continuación:
  - Entrar el vehículo en colisión con otro u otros vehículos, en movimiento, parados o estacionados; peatones; animales u otro obstáculo.
  - Sin haberse producido colisión, haber resultado, como consecuencia del accidente, muertos o heridos el conductor y/o algún pasajero del vehículo, o haberse ocasionado sólo daños materiales.
  - Sin haberse producido colisión con el vehículo estar éste parado o estacionado en forma peligrosa, de modo que constituya uno de los factores del accidente.
  - Sin haber sufrido el vehículo directamente las consecuencias del accidente, constituir el comportamiento del conductor o de alguno de los pasajeros uno de los factores que han provocado el mismo.
  - Haber sido arrollado el conductor o un pasajero del vehículo por otro en el momento en que subía o descendía de él, en cuyo caso



ambos vehículos se consideran implicados en el accidente<sup>1</sup>.

- **Accidente con víctimas:** aquél en que una o varias personas resultan muertas o heridas.
- **Accidente mortal:** aquél en que una o varias personas resultan muertas dentro de las primeras veinticuatro horas.
- **Accidente con sólo daños materiales:** aquél en que no se han ocasionado ni muertos ni heridos.
- **Víctima:** toda persona que resulte muerta o herida como consecuencia de un accidente de circulación.
- **Muerto:** toda persona que, como consecuencia del accidente, fallezca en el acto o dentro de los treinta días siguientes. El número de fallecidos durante las primeras veinticuatro horas se determinará mediante el seguimiento de todos los casos; el de los fallecidos dentro de los treinta días se determinará, hasta el momento en que esté plenamente garantizado el seguimiento real de todos los heridos durante ese período, aplicando a la cifra de muertos a veinticuatro horas el factor de correc-

---

<sup>1</sup>Excepciones: (a) haber sido arrollado el conductor o un pasajero de un vehículo por otro cuando ya se alejaba del primero, en cuyo caso sólo el vehículo que efectuó el atropello se considera vehículo implicado en el accidente y el atropellado, peatón; y (b) haber sido atropellado un peatón que irrumpe en la calzada oculto por un vehículo parado o en marcha, en cuyo caso este vehículo no se considera implicado en el accidente, a menos que se encuentre en alguna de las situaciones descritas.

ción que se deduzca del seguimiento real de una muestra representativa de heridos graves, que, al menos cada cuatro años, realizará la Dirección General de Tráfico, bajo la supervisión del Consejo Superior de Tráfico y Seguridad de la Circulación Vial.

- **Herido:** toda persona que no ha resultado muerta en un accidente de circulación, pero ha sufrido una o varias heridas graves o leves.
- **Herido grave:** toda persona herida en un accidente de circulación y cuyo estado precisa una hospitalización superior a veinticuatro horas.
- **Herido leve:** toda persona herida en un accidente de circulación al que no puede aplicarse la definición de herido grave.
- **Conductor:** toda persona que lleva la dirección de un vehículo, guía animales de tiro, carga o silla, o conduce un rebaño.
- **Pasajero:** toda persona que, sin ser conductor, se encuentra dentro o sobre un vehículo.
- **Peatón:** toda persona que, sin ser conductor, transita a pie. Se consideran, asimismo, peatones quienes empujan o arrastran un coche de niño o de impedido o cualquier otro vehículo sin motor de pequeñas dimensiones, los que conducen a pie un ciclo o ciclomotor de dos ruedas y los impedidos que circulan al paso en una silla de dos ruedas, con

o sin motor, así como las personas que circulan sobre patines u otros artefactos parecidos por las vías o terrenos descritos anteriormente. Son igualmente peatones las personas que se encuentran reparando el motor, cambiando neumáticos o realizando otra operación similar (Tormo and Chisvert, 2011).

Más actualmente, la Ley 18/2009, de 23 de noviembre, por la que se modifica el texto articulado de la Ley sobre Tráfico, Circulación de Vehículos a Motor y Seguridad Vial, aprobado por Real Decreto Legislativo 339/1990, de 2 de marzo, en materia sancionadora, crea en su artículo 94.1, el Registro Estatal de Víctimas y Accidentes de Tráfico, configurándolo como un instrumento que permitirá disponer de la información necesaria para determinar las causas y circunstancias en que se han producido los accidentes de tráfico, así como las consecuencias de estos. Para dar respuesta adecuada a los requerimientos y finalidades del citado registro así como para cumplir con las definiciones contenidas en el Glosario de Estadísticas de Transporte (UNECE-ITF-EUROSTAT), actualmente la Orden Ministerial vigente es la Orden INT/2223/2014, de 27 de octubre, por la que se regula la comunicación de la información al Registro Nacional de Víctimas de Accidentes de Tráfico (BOE Nº 289).

Además de la aclaración de los términos anteriores, conviene definir otros

conceptos que serán objeto de la presente tesis doctoral, como son la exposición, la accidentalidad y la letalidad:

- **Exposición:** se define como la cantidad de movimientos o desplazamientos dentro del sistema que realizan los distintos usuarios o una población de determinada densidad. El cálculo de la exposición en la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico se puede estimar de forma directa o indirecta. Las mediciones directas incluyen las estimaciones de tráfico ligadas a la movilidad de los vehículos (longitud red, vehículos-km, consumo de combustible, parque de vehículos) y las estimaciones de riesgo personal (persona-km, población, número de viajes, tiempo en tráfico, censo conductores). Las mediciones indirectas, como el método de la exposición cuasi-inducida, estiman la exposición aprovechando la información contenida en los registros de accidentes de tráfico y será abordado más adelante.
- **Accidentalidad:** se define como la probabilidad de sufrir un accidente.
- **Accidentalidad ajustada por exposición:** se define como la probabilidad de sufrir un accidente dada una exposición determinada.
- **Lesividad:** se define como la probabilidad de que un usuario de la vía involucrado en un accidente de tráfico se lesione como consecuencia del

mismo.

- **Letalidad:** se define como la probabilidad de que un usuario de la vía involucrado en un accidente de tráfico fallezca como consecuencia de las lesiones derivadas del accidente.

Conviene finalmente aclarar que a lo largo de esta tesis doctoral se ha empleado preferentemente el término «lesiones por tráfico» y el término «lesiones de tráfico» cuando se precede del concepto de tasa de mortalidad («tasa de mortalidad por lesiones de tráfico») o similar.

## 1.2. Las lesiones por tráfico como problema de salud pública

En la formulación original de 1971 de la transición epidemiológica, Abdel Omran sugirió que se podía esperar que un país pasara por tres fases de patrones de pérdida de salud a medida que su economía mejoraba. Así, un país experimentaría, primero, una «era de pestilencia y hambruna» y, segundo, una «era de pandemias en retroceso». La tercera fase incluiría una mayor carga de «enfermedades degenerativas y provocadas por el hombre», una fase que en su revisión de 2002 Salomon y Murray resumieron como pérdida de salud por «cánceres, enfermedades cardiovasculares y accidentes» (James et al., 2020; Salomon and Murray, 2002). En 1961, la Organización Mundial de la Salud (OMS) acuñó el lema «Los accidentes no son fortuitos» e insistió en la aplicación de la epidemiología para su conocimiento y prevención pues, al igual que otros procesos que afectan a la salud de la población, los accidentes tienen una distribución según «personas, lugar y tiempo».

La carga de las lesiones por tráfico se ha convertido en un área de especial atención en los foros mundiales en los últimos años. En marzo de 2010, la

Asamblea General de las Naciones Unidas (ONU) proclamó 2011-2020 como la Década de Acción para la Seguridad Vial (James et al, 2020). En 2015, la Asamblea General de las Naciones Unidas estableció el Objetivo de Desarrollo Sostenible 3.6 como la meta de reducir las muertes y lesiones por tráfico en un 50 % para 2020. Más recientemente, la OMS publicó el Informe sobre el estado mundial de la seguridad vial 2018 y se centró en la seguridad vial con metas de desempeño en el Programa General de Trabajo 2019-2023 de la OMS (OMS, 2018). Esfuerzos como «Visión Zero» han desarrollado esfuerzos transversales que van desde países de Europa hasta estados de la India y ciudades de los EE. UU. para desarrollar un paradigma de seguridad vial centrado en reducir a cero la carga de lesiones por tráfico (Kim et al., 2017). El Consejo Europeo de Seguridad en el Transporte ha desarrollado una guía basada en evidencia sobre las mejoras en la seguridad del transporte en Europa, mientras que el Instituto de Seguros para la Seguridad en las Carreteras de EE. UU. ha llevado a cabo una investigación sobre la ciencia de la seguridad en las carreteras y sobre los perfiles de seguridad de diferentes vehículos. A nivel mundial, el Foro Internacional de Transporte ha desarrollado importantes recursos para guiar las mejoras de seguridad en el transporte a nivel mundial a través de múltiples modos de transporte. La complejidad de la ciencia de la seguridad vial ha avanzado tanto que los libros de texto completos ahora se centran en los elementos de la seguridad vial que van

## 1.2. LAS LESIONES POR TRÁFICO COMO PROBLEMA DE SALUD PÚBLICA<sup>31</sup>

desde la ciencia del comportamiento hasta las relaciones económicas (Shinar et al., 2017). A través de estos esfuerzos, distintos sectores de la sociedad trabajan en colaboración en *pro* del paradigma de un «Sistema Seguro» para mejorar la seguridad vial (James et al., 2020), y como no podría ser de otro modo, la medición de la carga de la morbimortalidad por lesiones de tráfico es un componente fundamental para promover cualquier iniciativa.

En el mundo fallecen anualmente 1.250.000 personas debido a lesiones por tráfico, según el Informe Mundial sobre Seguridad Vial de 2015 elaborado por la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2015), que recoge datos estadísticos de la siniestralidad vial de 180 países. Sin embargo, a pesar del enorme número de víctimas, el informe señala mejoras en seguridad vial, ya que en los últimos tres años las cifras de fallecidos han disminuido en 79 países. Según la OMS, estos países que han logrado reducir su siniestralidad vial, han introducido mejoras en sus leyes y en la aplicación de las mismas, así como en la seguridad de sus carreteras y de sus vehículos. No obstante, aunque en términos globales la evolución en la siniestralidad vial es descendente, existe una marcada variabilidad geográfica, de modo que el riesgo de morir depende del país en que ocurra. Existen grandes diferencias entre países desarrollados y países en vías de desarrollo, y se conoce que el 90 % de los accidentes de



tráfico con desenlace fatal ocurren en países de rentas per cápita media y baja, a pesar de que sólo cuentan con la mitad del parque automovilístico mundial (OMS, 2015). De otro lado, también existe una variabilidad en la mortalidad según el tipo de usuario de la vía. Los usuarios más vulnerables de la vía lo conforman peatones, motoristas y ciclistas. A nivel mundial, el grupo de los motoristas suma el 23 % de todas las muertes debidas a lesiones por tráfico y es particularmente un problema creciente también en países desarrollados. Concretamente, en el continente americano la proporción de motoristas fallecidos tras lesiones por tráfico creció del 15 al 20 % entre 2010 y 2013; y en el sureste de Asia y en las regiones del océano Pacífico occidental, un tercio de los fallecidos son motoristas. Los peatones y los ciclistas también están entre los usuarios más expuestos, y suponen un 22 % y un 4 % de todas las muertes, respectivamente (OMS, 2015). Por otro lado, en Europa, los ocupantes de vehículos y los peatones son los usuarios de la vía que representan la mayor carga de mortalidad por lesiones de tráfico, con un 48 % y 21 % respectivamente, seguido por los motoristas en un 17,6 % (WHO, 2020).

Europa tiene las tasas de mortalidad por lesiones de tráfico más bajas del mundo. En 2018, en la Unión Europea (28 países miembros) se produjeron más de 25.000 fallecidos en accidentes de tráfico, ocurriendo en España el 7 %

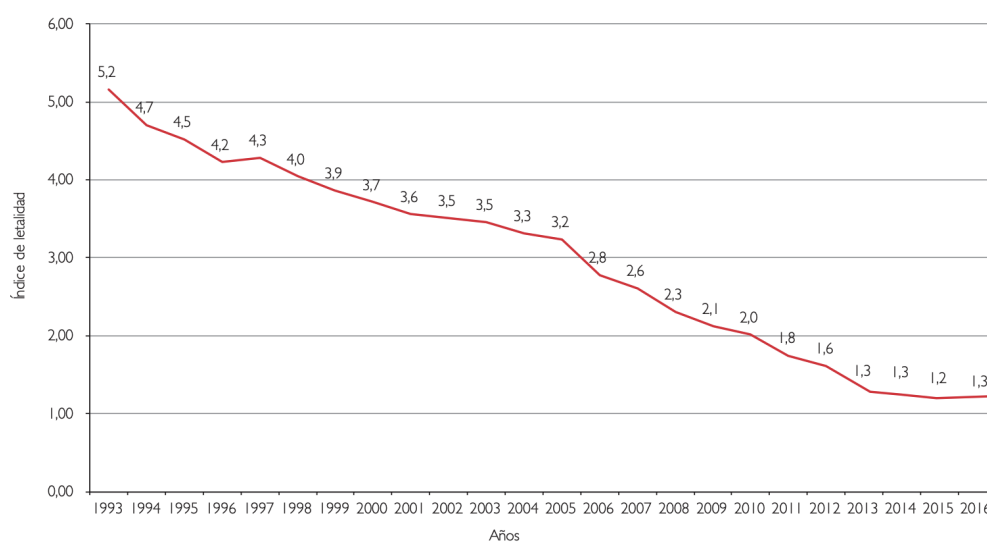
## *1.2. LAS LESIONES POR TRÁFICO COMO PROBLEMA DE SALUD PÚBLICA*33

de ellos. En ese mismo año, la población española representaba un 9 % de la población europea. De los 28 países que forman la Unión Europea, en 23 se ha reducido la tasa respecto a 2010, y en 3 ha aumentado, Suecia –de 28 a 32–, Países Bajos –de 32 a 34 y Malta –de 31 a 38. En el caso de España, la tasa para el año 2010 fue de 53 fallecidos por millón (2.478 fallecidos), por debajo de la tasa media europea que fue 63; mientras que en el año 2018 la tasa fue de 39 fallecidos por millón de habitantes, por debajo de la media europea para este mismo año (49 fallecidos por millón). Con todo, España ocupa uno de los puestos en el ranking de países con cifras más bajas de siniestralidad (Dirección General de Tráfico, 2019).

En España, la letalidad debida a lesiones por tráfico ha disminuido desde 1993, no solo debido a la disminución de los fallecidos, sino también al aumento de los registros de heridos no hospitalizados, que en 2016 suponen el 92 % de las víctimas registradas, mientras que en 1993 eran el 65 %. En la figura 1.1 se observa el descenso sostenido de la letalidad (Dirección General de Tráfico, 2017). Si bien, la tendencia de la letalidad es descendente, la morbilidad por lesiones de tráfico en nuestro país aún es elevada. Así, en España, en el año 2019, se notificaron 141.113 accidentes de tráfico con víctimas, según registros policiales. Estos accidentes ocasionaron 1.755 fallecidos

en el momento del accidente o hasta 30 días después del mismo. Además, 130.745 personas resultaron heridas, de las cuales, 8.613 fueron ingresadas en un centro hospitalario (Dirección General de Tráfico, 2020).

Asimismo, es reseñable que en España, desde 1993, la mayor carga de mortalidad por tipo de usuario de la vía ha recaído constantemente en conductores de vehículos motorizados de 4 ruedas y ligeros, motoristas y peatones, representando concretamente en el año 2015, el 32 %, 22 % y 21 % de fallecidos respectivamente (WHO, 2020).



**Figura 1.1:** Evolución de la letalidad ( $n^{\circ}$  de fallecidos /  $n^{\circ}$  de víctimas x 100) en los accidentes de tráfico con víctimas. España, 1993-2016 (Dirección General de Tráfico, 2017)

### 1.3. Modelos causales de las lesiones por tráfico

Para entender adecuadamente la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico, es necesario identificar los distintos elementos que, para su producción, deben tenerse en cuenta, y que acontecen secuencialmente como sigue:

*Población - Exposición - Liberación de energía - Lesión - Defunción o discapacidad*

Los elementos identificados en el esquema anterior forman una cadena de causas necesarias: sin exposición no hay liberación de energía, sin ésta no hay lesión, y sin lesión no aparecen las consecuencias últimas sobre la salud que se desean prevenir (muerte, discapacidad, etc.). Por otra parte, como cualquier otro problema de salud, las lesiones por tráfico y sus consecuencias tienen un origen multicausal, pues dependen de un conjunto de factores de riesgo que pueden actuar sobre uno o varios de los 5 eslabones de la cadena causal representada anteriormente (Lardelli-Claret, 2013).

Para individualizar el efecto de cada uno de estos factores, es habitual em-

plear modelos de causalidad. La *Matriz de Haddon* (Haddon, 1972) es un ejemplo de modelo de causalidad, que ha sido empleado durante décadas, pues ha resultado un instrumento válido que ha ayudado a guiar investigaciones y al desarrollo de intervenciones. Este modelo combina dos criterios para clasificar los factores de riesgo, y que son: el tiempo y el origen.

Las filas de la matriz representan la dimensión temporal, que se clasifica en tres niveles:

- *Pre-colisión*: Antes de que se produzca el accidente de tráfico. Los factores pueden actuar aquí a dos niveles: aumentando la intensidad o el tiempo de exposición (por ejemplo, los conductores profesionales tienen una mayor frecuencia de sufrir un accidente que los particulares, porque pasan más horas expuestos) y aumentando la probabilidad de liberación de la energía, a igualdad de exposición (a igualdad de horas de conducción, un conductor ebrio tiene más riesgo de accidentarse que uno sobrio, por ejemplo).
- *Colisión*: Hace referencia a aquellos factores que actúan en el instante en que se produce el accidente de tráfico. Los factores actuarían a dos niveles: modificando la cantidad de energía liberada (por ejemplo, ex-

ceso de velocidad) y modificando la magnitud o las características de su transferencia al sujeto expuesto (por ejemplo, el airbag).

- *Post-colisión*: Hace referencia a aquellos factores que actúan una vez que ya se ha producido el accidente de tráfico. Son los factores que influyen en la magnitud y pronóstico de las lesiones ocurridas a consecuencia de la transferencia de la energía (por ejemplo, la calidad de la atención sanitaria dispensada a las víctimas de un accidente).

Las columnas de la matriz permiten clasificar los factores de riesgo en función de su origen: el individuo (factores constitucionales, comportamientos, etc.), el vehículo y el ambiente (físico y social).

**Tabla 1.1:** Matriz de fases y factores implicados en las lesiones por tráfico (Haddon, 1972)

	<b>Individuo</b>	<b>Vehículo</b>	<b>Ambiente físico</b>	<b>Ambiente social</b>
<b>Precolisión</b>	Características sociodemográficas Nivel de experiencia Condiciones psicofísicas Exceso de velocidad	Tipo (motocicleta, turismo...) Antigüedad Defectos previos	Tipo y estado de la vía Iluminación Señalización Horario nocturno	Existencia de legislación sobre límites de velocidad, abuso de alcohol y drogas, etc.
<b>Colisión</b>	Edad y sexo Exceso de velocidad Medidas de seguridad	Tipo de colisión Medidas de seguridad activa y pasiva	Objetos de la vía que empeoren el accidente Comunicación con los servicios de urgencias Proximidad a la asistencia Rapidez y calidad asistencial	Cumplimiento de las medidas legislativas Formación del personal sanitario en la atención a heridos Existencia de recursos materiales
<b>Poscolisión</b>	Condiciones físicas	Peligro de incendio o explosión Capacidad de extracción		

La *Matriz de Haddon* antes referida puede emplearse también para clasificar las medidas de prevención y control de las lesiones por tráfico y sus consecuencias. El propio Haddon definió una secuencia de 10 posibles medidas de prevención:

- Prevenir la creación de energía.
- Reducir la cantidad de energía creada (por ejemplo, limitar la velocidad máxima de los vehículos a motor).
- Separar, en tiempo y/o espacio, la energía del huésped (por ejemplo, carriles bici).
- Prevenir la liberación de energía.
- Modificar la distribución espacial y/o temporal de la energía liberada (por ejemplo, sillas de seguridad para niños).
- Interponer barreras físicas a la energía liberada (por ejemplo, uso del casco).
- Modificar las superficies de intercambio de la energía.
- Aumentar la resistencia individual a la energía transferida.
- Disminuir el impacto inmediato de la energía transferida (por ejemplo, educación sobre maniobras de resucitación).



- Estabilización, reparación y rehabilitación de las lesiones.

En principio, cuanto más precozmente actúe una medida en la secuencia causal de producción de la lesión por tráfico, mayor será su beneficio potencial. Sin embargo, a la hora de priorizar las estrategias de prevención, es esencial tener en cuenta la relación entre su eficacia teórica y su factibilidad de aplicación (incluyendo el coste). En este sentido, hay un acuerdo generalizado en aceptar la mayor utilidad (efectividad y eficiencia) de las llamadas estrategias pasivas (aquellas que no requieren la participación voluntaria del individuo), con respecto a las activas. Por ejemplo, para evitar las muertes por tráfico producto de los accidentes en los pasos a nivel sin barrera, es mucho más efectivo suprimir los pasos a nivel sin barrera que educar a los conductores para que nunca crucen un paso a nivel sin barrera antes de mirar cuidadosamente la posible venida del tren (Lardelli-Claret, 2013).

Otro aspecto común a las estrategias de prevención de las lesiones por tráfico es que deben ser multisectoriales. De forma general, se admite como indispensable la colaboración de tres sectores (las tres “E”, en lengua inglesa): educación, legislación e ingeniería (Lardelli-Claret, 2013).

## 1.4. Cadena epidemiológica de las lesiones por tráfico

La epidemiología de las lesiones por tráfico puede estudiarse a partir de los elementos principales que componen la llamada “cadena epidemiológica de las lesiones por tráfico”: la población, los accidentes, las víctimas, las defunciones y las discapacidades. Las posibles relaciones entre estos elementos permiten establecer lo que se consideran “componentes basales de las tasas de mortalidad por lesiones de tráfico”, y que son:

- *exposición,*
- *accidentalidad,*
- *lesividad o morbilidad y*
- *letalidad o mortalidad.*

En principio, cada componente está determinado por un conjunto diferente de factores causales. Hay factores que actúan sobre un único componente (p. ej., la calidad de los servicios sanitarios influye específicamente sobre la letalidad, pero no afecta a los otros tres). Otros factores operan con un sentido diferente sobre cada componente: la edad avanzada, por ejemplo, influye aumentando

la accidentabilidad, la lesividad y la letalidad, pero se asocia inversamente con la exposición. Por todo ello, es interesante cuantificar la importancia relativa de cada uno de los cuatro componentes antes citados sobre la magnitud final de la tasa de mortalidad poblacional (Redondo-Calderón et al., 2000).

## 1.5. El método de descomposición

### 1.5.1. Una perspectiva histórica

Aproximadamente el 75% de los conductores que mueren en colisiones de vehículos motorizados son hombres. Varios factores quizás expliquen esta discrepancia en el sexo. Por ejemplo, los hombres conducen más y a mayor velocidad (Hemenway, 1998; Bureau of Transportation Statistics, 1997), son más propensos a conducir después de haber consumido alcohol (NHTSA, 1996), y es menos probable que lleven el cinturón de seguridad (NHTSA, 1997). En este escenario, Li y colaboradores (Li et al., 1998) usaron el denominado *método de la descomposición* para determinar la contribución relativa del género en las diferencias de tres proporciones: muertes por accidentes de tráfico (o colisiones), colisiones por millas recorridas y millas recorridas por conductor. Los autores denominaron a estas tres proporciones, respectivamente, como: *tasa de letalidad*, *densidad de incidencia* y *prevalencia de exposición*. Dado que en su estudio, los datos sobre lesiones por tráfico fueron relativamente sólidos, los autores obtuvieron estimaciones razonables por género para los tres componentes. La conclusión interesante de su análisis fue que, en comparación con las mujeres, los hombres no tienen más riesgo de

accidentarse por milla recorrida. A la luz de sus resultados, más de la mitad de la diferencia en las muertes por lesiones de tráfico en función del sexo, se debe a que los hombres conducen más, es decir, están más expuestos; el resto se debe en gran medida a que los hombres tienen más riesgo de fallecer tras sufrir un accidente. Estos hallazgos son intrigantes e implican, entre otras cosas, que los accidentes que involucran a conductores varones tienden a ser más severos. De hecho, para casi todas las categorías de lesiones, los hombres tienen tasas de mortalidad más altas por población que las mujeres (Hemenway, 1998).

Li y Baker emplearon originalmente el método de descomposición para explorar las diferencias de género en las tasas de mortalidad por lesiones de tráfico en ciclistas. Sus resultados fueron similares a los hallados en conductores: hombres y mujeres tienen aproximadamente la misma probabilidad de resultar lesionados por conducir en bicicleta. Concluyeron que la mayor tasa de mortalidad en los ciclistas varones se debe aproximadamente en la mitad de los casos a una mayor exposición (más viajes en bicicleta), y la otra mitad, a una mayor tasa de letalidad (Li et al., 1996; Hemenway, 1998).

Los epidemiólogos a veces dividen la tasa de mortalidad (muertes por persona-

año) en dos componentes: (i) la *tasa de letalidad* (muertes por lesiones) y (ii) la *densidad de incidencia* (lesiones por persona-año). Los analistas de seguridad vial a menudo dividen la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en (i) muertes por colisión y (ii) colisiones por persona-año, para ayudar a distinguir aquellas intervenciones que reducen la probabilidad de colisión (por ejemplo, iluminación mejorada) de aquellas que reducen la gravedad de las lesiones una vez que se ha producido un accidente de tráfico (por ejemplo, airbags) (Hemenway, 1998). En el artículo de Li y colaboradores (Li et al., 1998) añaden un elemento adicional, la variable *exposición*, esto es, el número de millas recorridas.

Li y colaboradores atribuyen el método de descomposición a los economistas de la salud (Office of the National Cost Estimates, 1990; Li G, 1998). Sin embargo, fue un economista de la salud, David Hemenway, quién consideró la contribución de Li y colaboradores como una *innovación epidemiológica*. Este economista habría empleado por primera vez el *método de descomposición* cuando estaba investigando sobre las tasas de mortalidad por incendios en los Estados Unidos con el Dr. Lang. Su análisis se basó en un modelo de regresión múltiple que explicara las variaciones en las tasas de mortalidad por incendios estatales o regionales (variable dependiente) utilizando factores de

riesgo potenciales de muerte por incendios (variables independientes, como el nivel de tabaquismo y consumo de alcohol en cada área, años de la vivienda, número de bomberos *per cápita* o nivel de pobreza). El Dr. Lang llevó a cabo una revisión de la literatura de la evidencia empírica sobre las muertes por incendios, utilizando lo que podría llamarse, en retrospectiva, el *método de descomposición*. Observó las muertes por incendios residenciales (alrededor del 80 % de todas las muertes por incendios) y examinó los factores de riesgo para (a) incendios por persona o incidencia de incendios, (b) lesiones por incendio y (c) muertes por lesión. Los factores de riesgo para la incidencia de incendios incluyeron el consumo de cigarrillos y vivir en una casa móvil; los factores de riesgo de lesionarse una vez que ocurrió un incendio incluyeron estar ebrio o discapacitado; y los factores de riesgo para morir a causa de una lesión fueron ser frágil o anciano o tener otros problemas físicos (Hemenway, 1998).

El *método de descomposición* puede resultar una herramienta útil para una variedad de temas, incluida la evaluación de iniciativas políticas. Por ejemplo, la introducción de cigarrillos a prueba de incendios debería reducir las muertes al reducir el riesgo de incendio; los detectores de humo, los sistemas de rociadores y la mejora de los tiempos de respuesta de los bomberos

no deberían afectar a la incidencia de incendios, sino solo a la incidencia y gravedad de las lesiones; mejoras en los sistemas médicos de emergencia deberían afectar principalmente a la tasa de letalidad. Demostrar una correlación entre la mejora de un sistema médico de emergencia y una menor tasa de mortalidad por incendios no sería tan convincente como demostrar que la conexión se debió en gran parte a una reducción de la tasa de letalidad por quemaduras, en términos de causalidad (Hemenway, 1998).

Es posible descomponer prácticamente cualquier tasa de múltiples maneras. Algunas formas de dividir la tasa de mortalidad de la población en componentes multiplicativos pueden ser bastante esclarecedoras. El *método de descomposición* es probablemente más útil para contrastar dos o tres poblaciones, y la técnica se puede utilizar tanto para la exploración o diagnóstico, como para la evaluación. Asimismo, es destacable la capacidad del método de descomposición para determinar la contribución relativa de los componentes relacionados con la tasa de mortalidad poblacional, y la posibilidad de comparar grupos estratificando según factores de riesgo, como la edad o el sexo.

Por supuesto, este método no está exento de limitaciones. Por ejemplo, existe mucha heterogeneidad dentro de las razones de tasa explicativas de Li y



colaboradores: algunos accidentes de tráfico son más graves que otros, y algunas autopistas, más seguras que otras. Por tanto, existe mucha variabilidad que este enfoque no puede explicar. Además, el *método de descomposición* podría no ser muy útil para tratar de esclarecer los efectos de factores de riesgo superpuestos, como el abuso de alcohol y el exceso de velocidad, los cuales aumentan la probabilidad de fallecer tras un accidente de tráfico (Hemenway, 1998; Li et al., 1998).

No obstante, y con la debida atención a las salvedades de aquellas limitaciones, puede considerarse que el *método de descomposición* se ha establecido como una nueva variante de una metodología ya conocida y que como se demuestra en el trabajo de Li y colaboradores, puede ayudar a los epidemiólogos en el estudio de los determinantes de la morbilidad y la mortalidad en la población.

### **1.5.2. Formulación del método de descomposición**

Para comprender la síntesis de la evidencia arrojada en esta tesis doctoral que emplea como perspectiva de análisis el denominado *método de descomposi-*

ción se expone primeramente cómo puede fraccionarse la tasa de mortalidad en tres componentes esenciales.

Tal y como reza el artículo de Li y colaboradores (Li et al., 1998; Li and Baker, 1996), la tasa de mortalidad poblacional es el resultado de la siguiente fórmula:

$$TM = \frac{N}{P} \quad (1.1)$$

donde TM denota la tasa de mortalidad poblacional; N, el número de muertes y P, la población promedio. Conviene aclarar que, como medida de mortalidad, la tasa de mortalidad poblacional consta de tres elementos esenciales: (i) una población definida expuesta al riesgo de muerte; (ii) un periodo de tiempo de observación, generalmente un año del calendario; y (iii) el número de muertes en la población durante el periodo de tiempo.

La ecuación 1.1 puede descomponerse como sigue:

$$TM = \frac{N}{P} = \frac{N}{L} \times \frac{L}{E} \times \frac{E}{P} \quad (1.2)$$

donde  $L$  denota el número de personas con la lesión o enfermedad; y  $E$ , la cantidad de exposición. La ecuación 1.2 consta de tres componentes: (i) la relación entre el número de muertes y el número de personas con lesión o enfermedad, o tasa de letalidad ( $TL$ ); (ii) la relación del número de personas con lesión o enfermedad y la cantidad de exposición, o tasa de riesgo de lesión o enfermedad ( $TA$ ); y (iii) la relación entre la cantidad de exposición y la población promedio, o tasa de exposición ( $TE$ ). Por tanto, la ecuación 1.2 puede reescribirse como:

$$TM = TL \times TA \times TE \quad (1.3)$$

Usando la ecuación 1.3 las diferencias entre la tasa de mortalidad entre el grupo a y el grupo b podrían expresarse de la siguiente manera:

$$\frac{TM_a}{TM_b} = \frac{TL_a}{TL_b} \times \frac{TA_a}{TA_b} \times \frac{TE_a}{TE_b} \quad (1.4)$$

La ecuación 1.4 puede reescribirse como:

$$RTM = RTL \times RTA \times RTE \quad (1.5)$$

donde RTL o razón de tasa de letalidad, es la proporción de las tasas de letalidad para el grupo a y el grupo b; RTA, o razón de tasa del riesgo de lesión o enfermedad, la proporción de las tasas del riesgo de lesión o enfermedad para el grupo a y el grupo b; y RTE, o razón de tasa de exposición, la relación de las tasas de exposición para el grupo a y grupo b. Por lo tanto, la razón de tasa de mortalidad del grupo a y del grupo b se expresa como un producto de tres componentes: la razón de tasa de letalidad, la razón de tasa del riesgo de lesión o enfermedad y la razón de tasa de exposición.

La contribución relativa (CR) de cada uno de los tres factores a la tasa de mortalidad se puede calcular como sigue:

$$CR_i = \frac{Ratio_i - 1}{\sum_{i=1}^3 Ratio_i - 1} \times 100 \quad (1.6)$$

donde CR<sub>i</sub> es la contribución relativa del componente i a la tasa de mortalidad. Específicamente, el componente 1 es la proporción de la tasa de letalidad, el componente 2, la proporción de la tasa de accidentalidad, y el componente 3, la proporción de la tasa de exposición. La contribución relativa de cada componente a la tasa de mortalidad podría calcularse también considerando el valor absoluto del logaritmo natural de cada componente

usando la siguiente fórmula:

$$CR_i = \frac{\ln Ratio_i}{\sum_{i=1}^3 \ln Ratio_i} \quad (1.7)$$

### 1.5.3. El método de descomposición aplicado a la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico

El método de descomposición no fue empleado como método de investigación en la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico u otras enfermedades hasta 1996, cuando se aplicó para comprender mejor las diferencias en la tasa de mortalidad entre hombres y mujeres involucrados como ciclistas en accidentes de tráfico (Li and Baker, 1996). Desde entonces, esta metodología ha sido empleada por diversos autores para los distintos usuarios de la vía, analizando diferentes factores de riesgo, serie temporal, fuentes de información y/o medidas de exposición. En la Tabla 1.2 se sintetizan los estudios de autores que han usado el método de descomposición desde 1996 para analizar la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico, según tipo de usuario de la vía y factores de riesgo. El tipo de usuario de la vía en el que más frecuentemente ha sido aplicado este método ha sido en el grupo de conductores ( $n = 7$  estudios), seguido por el de ciclistas ( $n = 2$  estudios) y peatones ( $n = 1$  estudio).

**Tabla 1.2:** Artículos científicos donde los investigadores emplean el método de descomposición en la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico, según usuario de la vía y factores de riesgo

Autor, año	Usuario de la vía	Factor de riesgo
Li G, 1996	Ciclistas	Sexo
Li G, 1998	Conductores	Sexo
Dellinger M, 2002	Conductores	Edad
Li G, 2003	Conductores	Edad
Zwerling C, 2005	Conductores	Zona urbana vs rural (edad y sexo)
Meuleners LB, 2006	Conductores	Edad y sexo
Goldstein GP, 2011	Conductores	Zona urbana vs rural
Zhu M, 2013	Peatones	Sexo
Martínez-Ruiz V, 2015	Ciclistas	Edad, sexo y año
Cichinno, 2015	Conductores	Edad, año, tipo de colisión (frontal vs lateral)

Los factores de riesgo analizados en estos estudios han sido principalmente cuatro: sexo, edad, zona (rural *vs* urbana) donde ocurre el accidente, año y tipo de colisión (frontal *vs* lateral).

En el estudio de Li y colaboradores de 1998, se analizó las diferencias por sexo y grupos de edad de la tasa de mortalidad por accidente de tráfico en conductores. Para ello, calcularon la tasa de mortalidad por accidentes de tráfico por 10.000 de conductores como el cociente entre el número de accidentes de tráfico mortales y el número de conductores. Esta tasa de mortalidad la fraccionaron en el producto de tres componentes: (i) la tasa de letalidad por 1.000 accidentes de tráfico (número de accidentes de tráfico mortales / total

de accidentes de tráfico), (ii) densidad de incidencia de accidentalidad por millón de millas recorridas (número de accidentes de tráfico / millas recorridas), y (iii) prevalencia de exposición (promedio de millas recorridas por conductor con licencia). El hallazgo más reseñable de este estudio fue que en ambos sexos, el grupo de edad más joven, de 16 a 19 años, tuvo tres veces más riesgo de fallecer por accidente de tráfico respecto al grupo de 55 a 64 años, contribuyendo en mayor medida a la magnitud final de la tasa de mortalidad, el componente de la densidad de incidencia de accidentalidad, es decir, el número de accidentes de tráfico por millón de millas recorridas. De otro lado, el exceso de mortalidad en el grupo de más de 65 años se explicaba mayormente por la tasa de letalidad, como fácilmente puede comprenderse si se piensa en la fragilidad como característica de la población anciana. Además, la tasa de mortalidad también fue mayor para los conductores varones en todos los grupos de edad, contribuyendo en ello mayormente la tasa de letalidad y la prevalencia de exposición (Li et al., 1998).

En el estudio de Dellinger y colaboradores de 2002, se analizó la tasa de mortalidad por accidente de tráfico en la población de conductores de más de 55 años en dos periodos temporales: 1990 y 1995. La principal conclusión de esta investigación fue que en el grupo de más de 85 años, el riesgo de acci-

dente por millón de millas recorridas y la cantidad de exposición explicaban la mayor parte de la mortalidad por accidentes de tráfico en ambos periodos (Dellinguer et al., 2002).

Más tarde, en 2003, Li y colaboradores, exploraron la magnitud de contribución de la fragilidad frente al riesgo de colisión sobre el mayor riesgo de fallecer en conductores de mayor edad. Para cada grupo de edad y género, calcularon las muertes por conductor involucrado en un accidente de tráfico (como marcador de *fragilidad*) y los conductores involucrados en accidentes de tráfico por millas recorridas (como marcador de *participación excesiva en accidentes*). Hallaron que, en comparación con los conductores de 30 a 59 años, los menores de 20 y los de 75 años o más tenían tasas de mortalidad por accidente de tráfico más elevadas. Las tasas de mortalidad más altas se observaron entre los conductores de 80 años o más, que a su vez tenían también las tasas de letalidad (denominada *fragilidad* por los autores) más altas. Además, la *fragilidad* aumentó a partir de los 60 y 64 años y este ascenso se mantuvo constante con el avance de la edad. El componente *fragilidad* representaba alrededor del 60-95 % del exceso de la tasa de mortalidad por millas recorridas en conductores mayores. Por otro lado, el incremento marcado en la *participación excesiva en accidentes* en conductores mayores, no



se detectó hasta la edad de 75 años o más, y no explicaba más del 30-45 % del riesgo elevado de mortalidad en este grupo de conductores; de modo similar al grupo de conductores de 60 a 74 años. Por el contrario, la *participación excesiva en accidentes* fue el principal componente que contribuyó al exceso de mortalidad entre los conductores menores de 20 años, representando más del 95 %. Aunque tanto la *fragilidad* como la *participación excesiva en accidentes* contribuyeron al exceso de las tasas de mortalidad por millas recorridas entre los conductores mayores, la *fragilidad* parecía tener una importancia primordial (Li et al., 2003).

Resultados similares se sugieren también en el estudio de Meuleners y colaboradores de 2006, quienes evaluaron las diferencias relacionadas con la edad y el género en la contribución relativa de la *fragilidad* y la *sobrerrepresentación de accidente* (la denominada *participación excesiva en accidentes* en el estudio de Li et al., 2003) sobre las lesiones graves en conductores mayores involucrados en accidentes de tráfico en la Australia Occidental. Para cada grupo de edad y sexo del conductor del vehículo de pasajeros, se calcularon las lesiones graves por conductor implicado en un accidente y la participación del conductor en accidentes por 100 millones de kilómetros recorridos, como marcados de la *fragilidad* y la *sobrerrepresentación de accidente*, respectivamente. Los resultados del método de descomposición mostraron que los

conductores mayores de 70 años tenían tasas de lesiones graves por accidente en más del doble en comparación con los conductores de 30 a 59 años. La *fragilidad* aumentaba con la edad, contribuyendo entre el 47% y el 95% para los conductores mayores de 65 años, si bien la *representación excesiva de accidente* fue el factor dominante para los conductores masculinos mayores de 80 años. Por el contrario, la *fragilidad* contribuyó poco al exceso en la tasa de lesiones graves en los conductores jóvenes (menores de 30 años) (Meuleners et al., 2006).

En 2015, la autora Jessica Cicchino, evaluó la tendencia temporal de la tasa de mortalidad por millas recorridas en conductores mayores en comparación con los de mediana edad en EE.UU., y cuantificó la contribución de la tendencia de la tasa de mortalidad por 100 millones de millas recorridas mediante dos componentes: (i) muertes de conductores por 1.000 accidentes de tráfico (como marcador de *riesgo de muerte*) y (ii) accidentes de conductores por 100 millones de millas recorridas (como marcador de *riesgo de accidente*). Para cada estrato de edad analizado (70-74 años, 75-79 años y 80 años o más) y comparado con el estrato de mediana edad (35-40 años), evaluó los cambios de la tasa de mortalidad para el periodo de 1995-1998 frente al periodo de 2005-2008. Utilizando el método de descomposición, halló que la tasa de mortalidad por millas recorridas, disminuyó más entre los conducto-

res mayores que entre los conductores de mediana edad durante el periodo de estudio. En relación con los conductores de mediana edad, los conductores de 75 años o más experimentaron grandes reducciones en el *riesgo de accidente* y reducciones modestas en el *riesgo de muerte*. La disminución relativa en el *riesgo de accidente* entre los conductores de 75 años o más, representó entre el 68 y el 74% de la contribución en el descenso de la tasa de mortalidad. Los conductores de 70 a 74 años de edad, sin embargo, experimentaron un descenso relativo mucho más modesto en el *riesgo de accidente* y en el *riesgo de muerte*. En este estudio, el mismo análisis se estratificó por tipo de colisión (frontal *vs* lateral) comparando para los periodos de estudio a los conductores mayores en comparación con los de mediana edad. Se observó que la disminución relativa en el *riesgo de muerte* en conductores de 75 años o más fue más acusada en las colisiones laterales que en las colisiones frontales. La contribución relativa de ese componente a la disminución de la tasa de mortalidad fue de casi la mitad (44%). Al contrario, la contribución relativa del *riesgo de muerte* en las colisiones frontales solo representó el 15% (Cicchino, 2015).

Otros estudios han explorado las diferencias de la tasa de mortalidad en conductores involucrados en accidentes de tráfico entre zonas urbanas y zonas rurales. En el estudio de Zwerling y colaboradores de 2005, se utilizó el méto-

do de descomposición para explorar los factores asociados con el aumento de las tasas de accidentes fatales entre conductores en las zonas rurales, en comparación con las zonas urbanas. Para ello fraccionaron la tasa de mortalidad como el producto de tres factores: la tasa de mortalidad por lesiones, las tasas de lesiones por accidentes, y la densidad de incidencia de accidentes. Los autores hallaron que la densidad de incidencia de accidentes fatales fue hasta dos veces mayor en las zonas rurales en comparación con las zonas urbanas. Este exceso de mortalidad se explicó en mayor medida por la tasa de mortalidad por lesiones que fue casi tres veces más alta en las zonas rurales (Zwerling et al., 2005). Por otro lado, en el estudio de Goldstein y colaboradores, se hallaron resultados similares. Nuevamente los autores describen un aumento de la tasa de mortalidad por accidentes de tráfico en las zonas rurales y que, con mucho, el factor predominante fue la mayor probabilidad de muerte tras sufrir una lesión por accidente. Tras controlar por el efecto de la ruralidad, los autores hallaron además una disparidad o gradiente sur-norte, siendo la tasa de mortalidad por accidentes de tráfico mayor en las zonas del sur aunque ahora el componente que más contribuyó al exceso de la mortalidad fue la probabilidad de lesionarse (y no de fallecer) tras sufrir un accidente (Goldstein et al., 2011).

En otro escenario que evalúa la tasa de mortalidad en peatones involucrados

en accidentes de tráfico, Zhu y colaboradores, emplearon el método de descomposición para cuantificar las contribuciones relativas de tres componentes: kilómetros caminados por persona-año (como marcador de la *exposición al caminar*), número de colisiones por kilómetros caminados (como marcador del *riesgo de colisión entre vehículos y peatones*) y número de muertes por peatones involucrados en colisiones (como marcador de la *tasa de letalidad por colisiones entre vehículos y peatones*), en función del género. En su estudio, la tasa de mortalidad de peatones fue 2,3 veces mayor en hombres en comparación con las mujeres. Esta discrepancia de género se atribuyó en mayor medida a la contribución del componente de la tasa de letalidad por colisión en los peatones del sexo masculino (79 %), seguido del riesgo de lesión (20 %) y de la exposición al caminar (1 %) (Zhu et al., 2013).

En un estudio realizado con la población de ciclistas involucrados en colisiones en España, se halló que la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en ciclistas aumentaba con la edad y era mayor en el sexo masculino; y que la contribución relativa de la exposición, la probabilidad de involucrarse en un accidente, y la letalidad varió claramente con la edad y el sexo (Martínez-Ruiz et. al, 2015a).

Revisada la evidencia del método de la descomposición y las variables analizadas, el lector podría advertir que muchas de las conclusiones que se despren-

den de estos estudios ya habían sido soslayadas por otros que han empleado otra metodología.

Por ejemplo, el papel que la edad y el sexo desempeñan sobre la morbimortalidad por tráfico ha sido analizada de largo en la epidemiología analítica de lesiones por tráfico. Así, en general se admite que la gravedad de las lesiones, y en consecuencia, el riesgo de muerte tras el accidente, aumentan conforme lo hace la edad (Bédard et al., 2002; Evans 2000; Smith y Cummings, 2004; Yau, 2004; Zhang et al., 2000). Lo que que ha sido reiteradamente descrito como consecuencia del peor pronóstico en sujetos de mayor edad, o incluso por diferencias en la atención médica recibida. De otro lado, también se ha descrito la mayor probabilidad de conductas de riesgo entre los conductores de edades más jóvenes, explicándose la mayor tasa de mortalidad en los grupos de edad de 15 a 24 años (Richter et a., 2006). Del mismo modo, que se ha descrito un menor riesgo de fallecer entre los ocupantes de vehículos de edades medias (Yau, 2004). Del mismo modo, ha sido analizado el papel del sexo en la gravedad de los accidentes de tráfico. Una parte de los estudios, apuntan el ser mujer como factor de riesgo para sufrir lesiones graves en comparación con los hombres (Bédard et al., 2002; Broyles et al., 2003), y a las diferencias fisiológicas entre ambos sexos, como responsable de este hecho (Singleton y Qin, 2004). Otros autores indican que la importancia del factor

sexo y su relación con la gravedad del accidente disminuye conforme aumenta la severidad del accidente, por lo que, según esta premisa, las lesiones más graves no se asociarían a un determinado sexo (Delen et al., 2005). Por otro lado, se encuentran los estudios que apuntan que son los hombres los que tienen mayor riesgo de fallecer tras un accidente (Javouhey et al., 2006), en concreto los de más de 55 años, y una adopción de conductas de riesgo, que les implicarían en accidentes de mayor gravedad intrínseca, es la explicación que se le atribuye.

Podemos concluir que los resultados para la edad y el sexo de los estudios que emplean otra metodología son consistentes con los hallados mediante los estudios descritos que emplean el método de descomposición. Sin embargo, en términos de causalidad y de aplicabilidad de resultados, evidenciar una correlación entre ser conductor de más de 80 años y un mayor riesgo de fallecer por lesiones por tráfico es menos convincente (y seguramente de menor utilidad) que demostrar que esa correlación se debió en gran parte a un aumento de la tasa de accidentalidad.

En esencia, esta puede ser la aportación más valiosa del método de descomposición: el cálculo de la contribución relativa, esto es, cuantificar cuánto de la magnitud final del valor de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico se atribuye a cada componente (letalidad, accidentalidad y exposición). En

tanto que el método de descomposición es útil para la exploración, diagnóstico y evaluación, contribuye de modo significativo desde la perspectiva de evaluación de programas de seguridad vial y de implantación de estrategias preventivas de lesiones por tráfico, que, sin duda, serán más efectivas cuanto más orientadas hacia el factor más determinante.

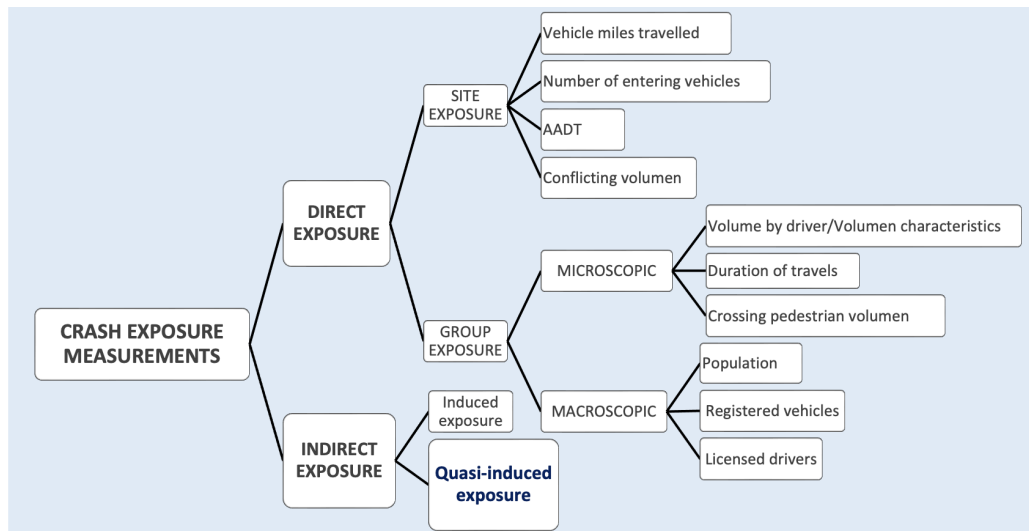


## 1.6. El método de exposición cuasi-inducida

La estimación de la tasa de accidentes en un subgrupo particular de usuario de la vía (es decir, conductor de vehículo a motor, pasajero o peatón) es un elemento clave en la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico. El denominador de las tasas de accidentes debe ser la cantidad de tiempo-persona a riesgo. A diferencia de otros eventos de interés en epidemiología en el que todo el periodo de seguimiento para cada sujeto susceptible se considera *periodo a riesgo*, en el cálculo de las tasas de accidentes por tráfico este periodo debe contener sólo el tiempo en que la persona está a riesgo de estar involucrada en un accidente. Esto equivaldría al tiempo que ocupa un conductor de vehículo a motor al volante, o un pasajero como ocupante de vehículo a motor, o un peatón cruzando por el paso de peatones. Como puede comprenderse, la medición precisa de este tiempo no es una tarea fácil y constituye gran parte de la investigación en la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico (Lardelli-Claret et al., 2005).

Históricamente, se han empleado diferentes medidas de exposición para estimar el tiempo a riesgo de colisión (figura 1.2). Las formas de medición de la exposición pueden clasificarse en directas, que tienen un valor absoluto, e indirectas, que tienen un valor relativo que cobra significado únicamente en

la comparación entre subgrupos.



**Figura 1.2:** Clasificación de los métodos de medición de la exposición en la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico (Adaptado de Jiang X et al., 2014)

Una de las formas habituales de calcular la cantidad de exposición para los conductores en los estudios epidemiológicos consiste en reemplazar el tiempo estimado por el trayecto recorrido, como las millas o kilómetros recorridos por vehículo (en inglés, *vehicle miles travelled* (VMT)). Esta variable suele ser obtenida de cuestionarios estructurados donde se les pregunta a los conductores sobre el número de kilómetros o millas recorridas durante un período predefinido (generalmente un año). Esta medición directa de la exposición es ampliamente utilizada en países desarrollados, como en EE.UU.; pero no así en España, donde las encuestas de exposición no se hacen rutinariamente. No obstante, esta medición no está exenta de problemas. Entre

ellos, se describen los derivados de la equivalencia del tiempo de exposición a la distancia recorrida, del sesgo de memoria o del sesgo del bajo kilometraje que aparece cuando se utilizan medidas de distancia para obtener las tasas de accidentes: se ha demostrado que los usuarios de vehículos a motor que conducen largas distancias tienen menores tasas de accidentes por kilómetro que los conductores que recorren distancias más cortas (Lardelli-Claret et al., 2005).

Los métodos indirectos surgen para salvar algunos de estos problemas aprovechando al máximo la información contenida en los registros de accidentes de tráfico de los países desarrollados que contienen datos valiosos acerca de los accidentes pero no hay información acerca de la exposición, como es el caso de los registros policiales de nuestro país.

El método de exposición cuasi-inducida es un enfoque indirecto desarrollado en la década de los 70, propuesto por Thorpe (Thorpe, 1967). Desde entonces, se han publicado descripciones detalladas del método y posibles alternativas (Haight, 1971; Lenguerrand et al., 2008; Robertson and Drummer, 1994; Stamatidis y Deacon, 1997; Lardelli-Claret et al., 2005). Este enfoque permite ajustar las estimaciones de la probabilidad de participación en un accidente de acuerdo con la intensidad de la exposición, o dicho de otro modo, permite comparar el riesgo de implicación en un accidente de tráfico en dos subgrupos

de usuarios de la vía con la misma exposición. Su fundamento es identificar en los registros de accidentes de tráfico con víctimas, el subgrupo de conductores responsables de la colisión bajo la asunción de que este subgrupo de conductores ‘no eligen’ a los conductores involucrados pasivamente en el accidente (inocentes). Así, el subgrupo de conductores inocentes serían una muestra representativa de todos los conductores de la vía. De ser cierta esta asunción, entonces, es posible analizar la distribución de los factores de riesgo comparando dos subgrupos de usuarios de la vía después de la ponderación adecuada para la cantidad acumulada de exposición.

En la versión original de este método, el subgrupo de conductores responsables anteriormente referido se selecciona entre los conductores involucrados en una colisión entre dos vehículos de cuatro ruedas, donde sólo hay un responsable (de aquí en adelante, a esto se le denominará *colisiones limpias*). Considerando este enfoque como punto de partida, varios autores han propuesto variaciones del método para asignar la responsabilidad de la colisión, el número y características de los vehículos involucrados, o la estrategia de análisis aplicada a subgrupos de vehículos o conductores involucrados (Chandraratna and Stamatidis, 2009; Jiang et al., 2010; Jiang et al., 2014; Salmi et al., 2014).

La principal ventaja de los métodos de exposición cuasi-inducida es que hacen

posible obtener estimaciones ajustadas por exposición para el efecto de los factores relacionados con la probabilidad de participación en un accidente basado únicamente en registros de accidentes de tráfico que, a diferencia de la exposición encuestas, están disponibles en la mayoría de los países desarrollados. Una segunda ventaja es que los ajustes para la exposición se pueden obtener de forma específica y simultánea para todos los entornos ambientales existentes en el momento de la colisión, un enfoque que no puede lograrse con estimaciones de la exposición basadas en datos de encuestas. Se sabe que la intensidad de la exposición depende de múltiples factores espaciales y temporales que serían imposibles de considerar al mismo tiempo en una encuesta. Finalmente, el ajuste está libre del sesgo de información diferencial inherente a cualquier medida directa de la exposición individual (Chandraratna and Stamatiadis, 2009; Jiang et al. , 2010; Jiang et al., 2014; Salmi et al. , 2014).

Este método no está exento de limitaciones, y entre sus inconvenientes, pueden citarse: (i) la asignación de la responsabilidad de la colisión puede no ser precisa, (ii) el supuesto de que el subgrupo de usuarios de la vía no responsables de la colisión son representativos de todos los usuarios puede no ser válido, y (iii) su aplicación a un tipo determinado de accidentes (colisiones limpias) plantea la duda sobre la extrapolación de conclusiones a todos los

tipos de accidentes, es decir, podría existir falta de validez externa. En este sentido, varias investigaciones se han orientado a demostrar la validez del método (Chandraratna and Stamatiadis, 2009; Jiang et al. , 2010; Jiang et al., 2014; Salmi et al. , 2014). De las tres limitaciones referidas, la asignación de la responsabilidad del accidente parece un punto crítico en tanto que la esencia del método se fundamenta precisamente en la selección de la subpoblación de conductores responsables (e inocentes). A menudo, en los registros de accidentes no se recogen información de la variable ‘responsabilidad’ y la mayoría de autores han considerado solamente las infracciones de tráfico y velocidad para asignar la responsabilidad mediante un enfoque determinista.

Un estudio reciente realizado sobre una población de conductores de vehículos a motor involucrados en accidentes en España, empleó un enfoque probabilístico para seleccionar las variables que explicarían con mayor probabilidad la responsabilidad del conductor. Para ello emplearon una técnica de análisis no supervisado denominada SOM (*self – organizing – map*, por sus siglas en inglés) que, como valor añadido, proporciona una mejor comprensión de la estructura multivariante de los datos. Los autores concluyen que las variables que más influyen en la responsabilidad del accidente son la infracción del conductor, la infracción de velocidad y el uso de alcohol y drogas; y que otras variables, como la infracción administrativa, el defecto del vehículo o

la somnolencia, tienen una influencia baja (Sanjurgo-de-No et al, 2021).

## **1.7. El método de descomposición aplicado a las lesiones por tráfico en España**

En general, no son muchos los estudios que abordan en España la investigación de los factores de riesgo en accidentes de tráfico. Uno de los motivos pudiera derivarse de la complicada aplicación de los diseños epidemiológicos habituales al análisis de los accidentes de tráfico, sobre todo la atribuida a la medición directa de la exposición.

Como ya se ha explicado a lo largo de esta tesis doctoral, una de las metodologías empleadas en la investigación de la epidemiología analítica de las lesiones por tráfico ha sido el análisis de descomposición. Este análisis permite determinar la contribución de las tres principales dimensiones en las que se descompone la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico: tasa de accidentalidad, tasa de exposición y tasa de letalidad. La formulación del método de descomposición ha demostrado ser un valioso método para la mejor comprensión de la tasa de mortalidad en los diferentes grupos de población involucrados en accidentes de tráfico.

Sin embargo, aunque hay un acuerdo general sobre la validación de esta



fórmula, no son muchos los estudios en España que utilicen esta metodología, pese a que la toma de decisiones en las estrategias de seguridad vial se beneficiaría enormemente de este conocimiento, necesario para adoptar medidas orientadas al peso relativo que sobre la mortalidad se les atribuye a las mencionadas dimensiones. Así, únicamente se habría aplicado esta metodología en la población de ciclistas involucrados en accidentes de tráfico en España como ya se ha referido anteriormente (Martínez-Ruiz et al., 2015), y no en el resto de usuarios de la vía, como peatones u ocupantes de vehículos a motor, a pesar de que suponen una alta carga en términos de víctimas mortales por lesiones de tráfico en nuestro país.

## Capítulo 2

### Justificación

De lo expuesto anteriormente se desprenden los hechos que justifican la necesidad de la presente tesis, y que son:

- Los accidentes de tráfico siguen siendo un problema de Salud Pública en España, debido a su magnitud, y a su trascendencia tanto sanitaria como económica.
- La contribución de la tasa de exposición, la tasa de accidentalidad y la tasa de letalidad sobre los cambios en la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en usuarios de la vía no está suficientemente estudiado en nuestro país.
- El método de la exposición cuasi-inducida y el método de descomposición son herramientas adecuadas para obtener información sobre los aspectos recogidos en el punto anterior.
- El conocimiento de todo lo recogido en el punto anterior sería de gran

utilidad para priorizar las estrategias encaminadas a reducir la morbi-mortalidad en nuestro país.

# Capítulo 3

## Hipótesis

Esta tesis se basa en tres hipótesis:

- Para cualquier usuario de la vía, la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico puede descomponerse en tres componentes: la tasa de exposición, la tasa de accidentalidad y la tasa de letalidad.
- El peso de los tres componentes anteriores será diferente en función del año, la edad, el sexo y el tipo de usuario de la vía.
- Para cada tipo de usuario de la vía, existen diferencias relevantes en sus tasas de mortalidad por lesiones de tráfico, de exposición, de accidentalidad y de letalidad en función del año, la edad y del sexo.



# Capítulo 4

## Objetivos

Esta tesis doctoral se fundamenta en un objetivo general y cinco objetivos específicos (**OE**) que se describen a continuación.

El objetivo general es:

- Analizar las diferencias en las tasas de mortalidad por lesiones de tráfico cuantificando la contribución relativa de la exposición, accidentalidad y letalidad en los usuarios de la vía (peatones y conductores) en España.

Los objetivos específicos son:

- Cuantificar la magnitud de las diferencias de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico tras ajustar por la exposición en conductores (**OE-0**).
- Determinar la contribución relativa de la exposición, accidentalidad y letalidad en la disminución de la tasa de mortalidad por lesiones de

tráfico en peatones, de 1993 a 2011 (**OE-1.1**); y en conductores, de 2004 a 2011 (**OE-1.2**).

- Cuantificar la asociación de la edad y el sexo con cada uno de los componentes de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico (exposición, accidentalidad y letalidad) y determinar la contribución relativa de cada uno de estos componentes en las diferencias de las tasas de mortalidad por lesiones de tráfico según edad y sexo, en peatones (**OE-2.1**) y conductores (**OE-2.2**).

# Capítulo 5

## Métodos

### 5.1. Fuentes de información

La principal fuente de información de esta tesis es el Registro Nacional de Víctimas de Accidentes de Tráfico de la Dirección General de Tráfico de España (RA-DGT). La normativa que regula este registro se establece en la Orden de 18 de febrero de 1993 (BOE nº 47), que fue revisada y actualizada por la Orden de 27 de octubre de 2014 (BOE nº 289), que regula la comunicación de la información del registro. Esta normativa establece que la información sobre accidentes de tráfico debe ser presentada al RA-DGT por los funcionarios de la autoridad encargada de la vigilancia y control del tráfico, así como que la información será recabada en el lugar del accidente y registrada en un formulario estándar que deberá presentarse dentro de las 24 horas en caso de que los accidentes resulten en muertes o lesiones que requieran ingreso hospitalario; de lo contrario, se debe registrar en un plazo de 10 días. El formulario completo debe enviarse dentro de 1 mes a partir de la fecha del accidente. Durante este período, la información obtenida se puede



enviar a medida que esté disponible, hasta que se complete íntegramente el formulario. Actualmente, la información se registra de manera electrónica y en cumplimiento de las normas de seguridad de la información (Martínez-Ruiz, 2015b).

Las características de este registro policial han sido descritas anteriormente (Lardelli-Claret et al., 2003). Por cada accidente de tráfico con víctimas, este registro policial contiene información sobre la naturaleza de la colisión y sobre los vehículos y las personas involucradas. La información de los accidentes con víctimas en zonas no urbanas es recaba por la autoridad nacional, mientras que los accidentes con víctimas en zonas urbanas es recabada por la autoridad local (Pulido et al., 2016). La información recogida en este registro se estructura en tres secciones principales: *información general o información sobre el accidente, información sobre los vehículos e información sobre las personas involucradas en el accidente*. La lista de las variables recogidas en cada *item* se detalla en el Anexo I.

De esta fuente de información se obtuvo información sobre el número de colisiones o accidentes en los que estuvieron involucrados los usuarios de la vía que fueron objeto de análisis (peatones y conductores), número de fallecidos y número de usuarios no responsables (inocentes) de comisiones de infracciones de tráfico.

La segunda fuente de datos se tomó de las estadísticas del Instituto Nacional de Estadística (INE). De aquí, se obtuvieron estimaciones de la población desde el 1 de enero del periodo de estudio y hasta los 94 años de edad, estratificada por edad, sexo y año.

Una tercera fuente de datos fue el Registro Español de Licencias de Conductores de la Dirección General de Tráfico (RL-DGT) (Dirección General de Tráfico, 2015). De este registro se obtuvo el número de licencias de conductores para el periodo de estudio, estratificada por edad, sexo y año.

En la tabla 5.1 se describe de manera sucinta las fuentes de información empleadas para cada objetivo específico y según tipo de usuario de la vía. Asimismo, se recoge información sobre el ámbito geográfico, el periodo de estudio, las poblaciones y sub-poblaciones seleccionadas, las variables empleadas como factores de riesgo y las variables empleadas para la selección de la sub-población de usuarios no responsables (inocentes).

De aquí en adelante, se desarrollará en detalle la selección de las poblaciones a estudio y el tipo de análisis llevado a cabo según cada objetivo específico y por tipo de usuario de la vía (peatones y conductores).

**Tabla 5.1:** Descripción de las poblaciones a estudio, fuente de información, ámbito y periodo de estudio, y variables, según el objeto específico y tipo de usuario de la vía

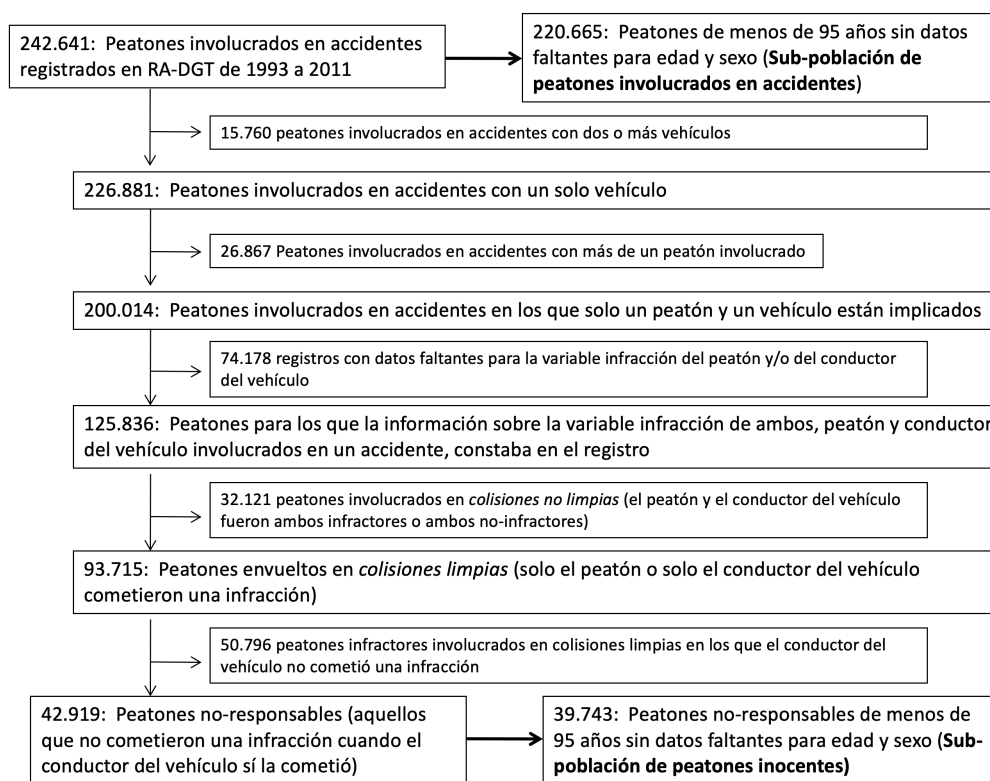
Usuario de la vía	Objetivo específico	Población y subpoblaciones de estudio	Fuente de información	Ámbito, periodo de estudio	Variable de análisis	Variables empleadas para la selección de la sub-población de usuarios inocentes
<b>Peatones</b>	Evolución temporal ( <b>OE-1.1</b> )	Peatones involucrados en colisiones, peatones no infractores, peatones fallecidos	RA-DGT	España, 1983-2011	Año	Infracción del conductor, infracción de velocidad del conductor, infracción del peatón
		Población total española estratificada por año, edad y sexo	INE			
	Diferencias de edad y género ( <b>OE-2.1</b> )	Peatones involucrados en colisiones, peatones no infractores, peatones fallecidos	RA-DGT	España, 2004-2011	Edad, sexo	Infracción del conductor, infracción de velocidad del conductor, infracción del peatón
		Población total española estratificada por año, edad y sexo	INE			
<b>Conductores</b>	Mortalidad ajustada por exposición ( <b>OE-0</b> )	Conductores fallecidos, conductores no infractores	RA-DGT	España, 2004-2011	Edad, sexo, zona	Infracción del conductor, infracción de velocidad del conductor, abuso de alcohol/drogas del conductor
		Número de conductores con licencia estratificada por año, edad y sexo	RL-DGT			
	Evolución temporal ( <b>OE-1.2</b> )	Conductores involucrados en accidentes, conductores no infractores, conductores fallecidos	RA-DGT	España, 2004-2011	Año	Edad y sexo
		Número de conductores con licencia estratificada por año, edad y sexo	RL-DGT			
	Diferencias de edad y género ( <b>OE-2.2</b> )	Conductores involucrados en accidentes, conductores no infractores, conductores fallecidos	RA-DGT	España, 2004-2011	Edad y sexo	Edad y sexo
		Número de conductores con licencia estratificada por edad y sexo	RL-DGT			

## 5.2. Análisis de la mortalidad en peatones

### 5.2.1. Selección de la población a estudio

A partir del RA-DGT se seleccionaron los peatones implicados en accidentes de tráfico en España desde 1993 hasta 2011 para los que se registró información sobre su edad (hasta 94 años) y sexo (**P1**;  $n = 220.665$  peatones) y los peatones fallecidos dentro de las primeras 24 horas tras la colisión (**M**;  $n = 10.939$ ). Dos de las variables en la base de datos eran si el peatón y/o el conductor o los conductores de los vehículos involucrados en la colisión habían cometido una infracción (ver Anexo II. Infracciones de tráfico registradas por la DGT). A partir de esta información, se seleccionó la sub-población de peatones involucrados en colisiones con uno o más vehículos para los cuales se registró información sobre la comisión de infracciones tanto por parte del peatón como por parte del conductor del vehículo (**P2**;  $n = 154.570$ ); y la sub-población de peatones implicados en las denominadas *colisiones limpias* (**P3**;  $n = 39.743$  peatones), es decir, aquellas en las que está involucrado un peatón no infractor y un vehículo cuyo conductor había cometido una infracción de tráfico. En la figura 5.1 se representa el diagrama de flujo del procedimiento empleado para seleccionar las sub-poblaciones de peatones P1 y P3 (Onieva-Garcia et al., 2016).

Para todos los peatones involucrados en un accidente, se recabó información sobre el año del accidente; edad, recategorizada en grupos de edad (menos



**Figura 5.1:** Diagrama de flujo que ilustra la selección de las sub-poblaciones de peatones del RA-DGT empleadas en el análisis

de 14, 15–24, 25–34, 35–44, 45–54, 55–64, 65–74, 75–84 y 85–94 años); sexo y desenlace dentro de las primeras 24 horas después del accidente: muerte, lesión grave (toda persona lesionada en un accidente de tránsito y cuyo estado requirió hospitalización por más de 24 horas), lesión leve (toda persona lesionada en un accidente y cuyo estado no requirió hospitalización por más de 24 horas), sin lesión (BOE n<sup>o</sup> 47).

A partir del INE se estimó la población total española para cada año desde 1993 a 2011 (**P**) por grupo de edad (menos de 14, 15–24, 25–34, 35–44, 45–54,

55–64, 65–74, 75–84 y 85–94 años) y sexo.

### 5.2.2. Evolución temporal (OE-1.1)

En el numerador y denominador de la formulación que se detalla a continuación se emplea como terminología la descrita para las poblaciones o sub-poblaciones en la sección 5.2.1. *Selección de la población a estudio*. A saber: **P** describe la población, **P1** describe la población de peatones involucrados en accidentes, **P2** describe la población de peatones involucrados en colisiones con uno o más vehículos para los cuales se registró la comisión de infracciones, **P3** describe a la población de peatones ‘inocentes’ y **M** describe a la población de peatones fallecidos.

De acuerdo con el método de exposición cuasi-inducida, se asumió que el tamaño y la distribución de la sub-población de peatones (P3) refleja el tamaño y la distribución de toda la población expuesta (es decir, personas inocentes en riesgo de ser atropelladas pasivamente por un vehículo simplemente porque comparten el mismo espacio). Por lo tanto, los cambios observados en el tamaño y distribución de este sub-grupo de peatones inocentes durante el período de estudio se asumió que se parecían a los cambios en el tamaño y la distribución de la población expuesta durante el período de estudio.

De acuerdo con el método de descomposición, la tasa de mortalidad (TM) para un año dado ( $TM_{i,año}$ ) se puede expresar como el producto de tres componentes:

$$TM_{i,año} = TE_{i,año} \times TA_{i,año} \times TL_{i,año} \quad (5.1)$$

En la ecuación 5.1, la tasa de exposición (TE) expresa la cantidad de exposición acumulada durante ese año por la población (exposición/población), la tasa de accidentalidad (TA) expresa el número de colisiones entre personas expuestas (número de peatones implicados en colisiones/cantidad total de exposición en la población) y la tasa de letalidad (TL) expresa el número de muertes de peatones entre los peatones involucrados en colisiones (muertes de peatones/peatones implicados en una colisión). Al dividir la ecuación 5.1 para el año  $i$  por la misma ecuación para un año de referencia ( $j$ ), obtenemos la siguiente ecuación:

$$\frac{TM_{i,año}}{TM_{j,año}} = \frac{TE_{i,año}}{TE_{j,año}} \times \frac{TA_{i,año}}{TA_{j,año}} \times \frac{TL_{i,año}}{TL_{j,año}} \quad (5.2)$$

En el presente estudio, se tomó el año 1993 como año de referencia ( $j$ ). Por lo tanto, la ecuación 5.2 permite descomponer el aumento o disminución de RTM en el año  $i$  en comparación con 1993 (es decir, la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en peatones:  $RTM_{i,año}$ ) como el producto de sus tres componentes: cambio en la tasa de exposición (es decir, la razón de tasa de exposición:  $RTE_{i,año}$ ), cambio en la tasa de accidentalidad (es decir, la razón de tasa de accidentalidad:  $RTA_{i,año}$ ) y el cambio en la tasa de letalidad (es decir, la razón de tasa de letalidad:  $RTL_{i,año}$ ). En consecuencia, la ecuación 5.2 se puede reescribir como sigue:

$$RTM_{i,año} = RTE_{i,año} \times RTA_{i,año} \times RTL_{i,año} \quad (5.3)$$

De las fuentes de datos se obtuvo información de la población total ( $P$ ), del número de peatones involucrados en accidentes ( $P1$ ) y del número de muertes de peatones involucrados en accidentes ( $M$ ). Así, se obtuvieron directamente dos de los componentes de la ecuación 5.3,  $RTM_i$  y  $RTL_i$ , como sigue:

$$RTM_{i,año} = \frac{\frac{M_{i,año}}{M_{i,1993}}}{\frac{P_{i,año}}{P_{i,1993}}} \quad (5.4)$$

$$RTL_{i,año} = \frac{\frac{M_{i,año}}{M_{i,1993}}}{\frac{P1_{i,año}}{P1_{i,1993}}} \quad (5.5)$$

En cuanto al componente  $RTA_{i,año}$  la expresión que, en principio, se debe usar es aquella que recoge información sobre la cantidad de exposición peatonal ( $C$ ):

$$RTA_{i,año} = \frac{\frac{P1_{i,año}}{P1_{i,1993}}}{\frac{C_{i,año}}{C_{i,1993}}} \quad (5.6)$$



En nuestro estudio, no se disponía de una medida directa de la cantidad de exposición peatonal para cada año. Sin embargo, si (como se ha señalado) el tamaño y la distribución de P3 refleja el tamaño y la distribución de los peatones expuestos para cada año, podemos suponer que

$$\frac{C_{i,año}}{C_{1993}} \approx \frac{P3_{i,año}}{P3_{1993}} \quad (5.7)$$

por lo tanto

$$RTA_{i,año} \approx \frac{\frac{P1_{i,año}}{P1_{i,1993}}}{\frac{P3_{i,año}}{P3_{i,1993}}} \quad (5.8)$$

La expresión anterior sería correcta si no hubiera cambios en la tasa de notificación de infracciones durante el periodo de estudio. Sin embargo, esto no es cierto: algunas provincias españolas redujeron el número de infracciones cometidas por peatones o incluso no fueron notificadas a partir de un año en adelante. Por lo tanto, cambios en  $P3_{i,año} / P3_{i,1993}$  de un año a otro quizás reflejen no sólo los cambios en las tasas de exposición, sino también cambios en las tasas de notificación. Para corregir este sesgo, se reemplazó la estimación de RTA  $i,año$  en la ecuación 5.8 con la siguiente expresión:

$$RTA_{i,año} \approx \frac{\frac{P2_{i,año}}{P2_{i,1993}}}{\frac{P3_{i,año}}{P3_{i,1993}}} \quad (5.9)$$

Como se describió anteriormente, P2 es la sub-población de peatones involucrados en colisiones para las cuales se registró información sobre la comisión de infracciones por parte del peatón, del conductor del vehículo (o vehículos) o ambos. Como la magnitud del cociente  $P2_{i,año} / P2_{i,1993}$  se ve afectado por el mismo sesgo que el cociente  $P3_{i,año} / P3_{i,1993}$ , éste se cancela en la ecuación 5.9. Esto permite obtener una estimación no sesgada de  $RTA_{i,año}$ .

Para ajustar las estimaciones de la ecuación 5.3 en función de los cambios en la distribución del sexo y edad de la población española del periodo de estudio, las estimaciones de  $RTM_{i,año}$ ,  $RTL_{i,año}$  y  $RTA_{i,año}$  se obtuvieron mediante los correspondientes modelos de regresión de Poisson, incluyendo edad, sexo y año (tomando 1993 como año de referencia) como variables categóricas independientes. Cada modelo permitió obtener la razón de tasa ajustada correspondiente (y su IC del 95 %) para cada año del periodo de estudio en comparación con 1993. Finalmente, se usó un enfoque indirecto para obtener las estimaciones del componente  $RTE_{i,año}$  mediante una simple expresión algebraica derivada de la ecuación 5.3:

$$RTE_{i,año} = \frac{RTM_{i,año}}{RTA_{i,año} \times RTL_{i,año}} \quad (5.10)$$

Se utilizó un procedimiento de bootstrapping con 1.500 repeticiones para obtener IC del 95 % para el  $RTE_{i,año}$ . En un segundo paso, reajustamos los tres modelos de regresión de Poisson considerando la variable año como variable continua; estimando los valores promedios anuales ajustados para cada una de las tres razones de tasas durante el periodo de 1993 a 2011:  $RTM_m$ ,  $RTA_m$  y  $RTL_m$ . Nuevamente se usó la ecuación 5.10 para obtener la RTE promedio anual ajustada ( $RTE_m$ ), y un procedimiento bootstrapping para obtener su IC del 95 %. Posteriormente se convirtieron todos los valores de las razones de tasas en sus logaritmos naturales:

$$E \%_m = \frac{\ln(RTE_m)}{|\ln(RTE_m)| + |\ln(RTA_m)| + |\ln(RTL_m)|} \times 100 \quad (5.11)$$

$$A \%_m = \frac{\ln(RTA_m)}{|\ln(RTE_m)| + |\ln(RTA_m)| + |\ln(RTL_m)|} \times 100 \quad (5.12)$$

$$L \%_m = \frac{\ln(RTL_m)}{|\ln(RTE_m)| + |\ln(RTA_m)| + |\ln(RTL_m)|} \times 100 \quad (5.13)$$

En las ecuaciones anteriores, E %, A % y L % son los valores ajustados (por edad y sexo) en porcentaje de  $RTM_m$  atribuibles a cambios en la exposición, accidentalidad y letalidad, respectivamente. A diferencia de estudios de descomposición anteriores (Dellinger et al., 2002; Zhu et al., 2013), solo se usaron los valores absolutos del logaritmo natural de las razones de tasas en el denominador. Debido a que las razones de tasas pueden ser mayores o menores que 1 dependiendo de la dirección de la asociación con cada componente, nuestro

enfoque arrojó porcentajes negativos para algunos componentes, mientras que la suma de sus valores absolutos siempre fue del 100 %. Se considera que este procedimiento refleja mejor la magnitud y especialmente la dirección en la que cada componente afecta a la RTM total expresada como un porcentaje (es decir, en la misma dirección [signo positivo], o en la dirección opuesta [signo negativo]).

Se utilizó un procedimiento bootstrapping de 5.000 repeticiones para obtener IC del 95 % para estos tres porcentajes. Finalmente, se realizó un análisis de sensibilidad para obtener un rango de valores plausibles para cada uno de los tres porcentajes. Mediante modelos de regresión de Poisson, se estimaron  $RTA_m$  y  $RTL_m$  por separado para cada mes del año. Luego se obtuvieron 12 estimaciones de  $RTA_m$  y  $RTL_m$ . Manteniendo constante el valor de  $RTM_m$ , se obtuvieron los valores correspondientes de  $RTE_m$  aplicando la ecuación 5.10. Para cada componente, se usaron los valores más altos y más bajos en su correspondiente rango de valores. Todos los análisis se realizaron con el software Stata V.12.0.

### 5.2.3. Diferencias de edad y género (OE-2.1)

En el numerador y denominador de la formulación que se detalla a continuación se emplea como terminología la descrita para las poblaciones o sub-poblaciones en la sección 5.2.1. *Selección de la población a estudio*. A saber: **P** describe la población, **P1** describe la población de peatones involucrados en accidentes, **P3** describe a la población de peatones ‘inocentes’ y

$M$  describe a la población de peatones fallecidos.

De acuerdo con el método de exposición cuasi-inducida, se asumió que el tamaño y la distribución por edad y género de la sub-población de peatones (P3), es decir, los peatones no responsables involucrados en colisiones limpias, refleja el tamaño y la distribución de toda la población expuesta (es decir, peatones expuestos al riesgo de ser atropellados por un vehículo).

Según el análisis de descomposición, para un subgrupo de personas  $i$ , definido por su género y rango de edad, la tasa de mortalidad ( $TM_i$ ) es el resultado del producto de tres componentes: la tasa de exposición ( $TE_i$ : cantidad de distancia o tiempo expuesto al riesgo de ser atropellado por un vehículo/población), la tasa de accidentalidad ( $TA_i$ : número de accidentes/cantidad de exposición) y la tasa de letalidad ( $TL_i$ : número de muertes/número de accidentes). Si comparamos las tasas para el subgrupo de personas  $i$  con las tasas correspondientes para el subgrupo de personas  $j$  (categoría de referencia), el modelo se puede expresar como la ecuación:

$$\frac{TM_i}{TM_j} = \frac{TE_i}{TE_j} \times \frac{TA_i}{TA_j} \times \frac{TL_i}{TL_j} \quad (5.14)$$

La ecuación 5.14 puede reescribirse como:

$$RTM_i = RTE_i \times RTA_i \times RTL_i \quad (5.15)$$

donde el término  $RTM_i$  se utiliza para designar la razón de tasa de morta-

lidad de personas en la categoría  $i$ ; el término  $RTE_i$ , para designar la razón de tasa de exposición de personas en la categoría  $i$ ; el término  $RTA_i$ , para designar la razón de tasa de accidentalidad de personas en la categoría  $i$  y el término  $RTL_i$ , para designar la tasa de letalidad de personas en la categoría  $i$ .

De las fuentes de datos se obtuvo información de la población total ( $P$ ), del número de peatones involucrados en colisiones ( $P1$ ) y del número de muertes de peatones involucrados en accidentes ( $M$ ). Así, se obtuvieron directamente dos de los componentes de la ecuación 5.15,  $RTM_i$  y  $RTL_i$ , como sigue:

$$RTM_i = \frac{\frac{M_i}{P_i}}{\frac{M_j}{P_j}} \quad (5.16)$$

$$RTL_i = \frac{\frac{M_i}{P1_i}}{\frac{M_j}{P1_j}} \quad (5.17)$$

Para determinar  $RTE_i$ , la expresión que, en principio, se debe usar es aquella que recoge información sobre la cantidad de exposición peatonal ( $C$ ):

$$RTE_i = \frac{\frac{C_i}{P_i}}{\frac{C_j}{P_j}} \quad (5.18)$$

Sin embargo, si la suposición establecida anteriormente para la sub-población de peatones no infractores involucrados en colisiones limpias ( $P3$ ) utilizada en nuestro estudio es correcta, el numerador en la ecuación 5.18 se puede estimar como:

$$RTE_i = \frac{\frac{P3_i}{P_i}}{\frac{P3_j}{P_j}} \quad (5.19)$$

En la expresión anterior, la relación entre las dos tasas es una estimación no sesgada del aumento relativo de la tasa de exposición de las personas en la categoría  $i$  en relación con las personas en la categoría  $j$  .

Para obtener  $RTA_i$ , primero calculamos, para cada grupo  $i$ , la tasa de accidentalidad cruda (TAC) como:

$$TAC = \frac{P1_i}{P_i} \quad (5.20)$$

Con el método de descomposición de nuevo se puede deducir la siguiente ecuación:

$$TAC_i = TE_i \times TA_i \quad (5.21)$$

Dividiendo ambos términos en la ecuación 5.21 por los correspondientes valores del grupo de referencia  $j$  se deduce:

$$\frac{TAC_i}{TAC_j} = \frac{TE_i}{TE_j} \times \frac{TA_i}{TA_j} \quad (5.22)$$

En la anterior ecuación, el cociente entre las tasas de accidentalidad cruda es la razón de tasa de accidentalidad no ajustada, o cruda (RTAC), para el grupo  $i$ . Esta ecuación puede ser reescrita como:

$$RTAC_i = RTE_i \times RTA_i \quad (5.23)$$

Y finalmente, se obtiene la razón de tasa de accidentalidad ajustada por exposición como:

$$RTA_i = \frac{RTAC_i}{RTE_i} \quad (5.24)$$

Para el presente análisis, seleccionamos el grupo de mujeres menores de 14 años como categoría de referencia. Se utilizó la regresión de Poisson para obtener estimaciones puntuales y los correspondientes intervalos de confianza del 95 % (IC del 95 %) de  $RTM_i$ ,  $RTE_i$  y  $RTL_i$ . El componente  $RTA_i$  se obtuvo con la ecuación 5.24. Para obtener el IC del 95 % de este último



parámetro se utilizó un procedimiento bootstrapping con 1.500 repeticiones.

Para cuantificar la asociación del sexo masculino con RTM, RTE, RTA y RTL para cada grupo de edad, se obtuvieron las razones de tasas hombre/mujer correspondientes.

Finalmente, para estimar la contribución o proporción de  $RTM_i$  atribuible a cada uno de los tres componentes ( $RTE_i$ ,  $RTA_i$ ,  $RTL_i$ ) en cada grupo de personas  $i$ , primero se transformaron los componentes a sus logaritmos naturales. Luego, se emplearon las siguientes expresiones para cada componente:

$$E \%i = \frac{\ln(RTE_i)}{|\ln(RTE_i)| + |\ln(RTA_i)| + |\ln(RTL_i)|} \times 100 \quad (5.25)$$

$$A \%i = \frac{\ln(RTA_i)}{|\ln(RTE_i)| + |\ln(RTA_i)| + |\ln(RTL_i)|} \times 100 \quad (5.26)$$

$$L \%i = \frac{\ln(RTL_i)}{|\ln(RTE_i)| + |\ln(RTA_i)| + |\ln(RTL_i)|} \times 100 \quad (5.27)$$

$E \%i$ ,  $A \%i$  y  $L \%i$  son, respectivamente, los porcentajes de  $RTM_i$  de cada grupo de personas  $i$  atribuibles a: (i) su exposición como peatones, (ii) su riesgo de colisión -ajustado por su exposición- con un vehículo, y (iii) su riesgo de muerte dentro de las primeras 24 horas después de la colisión. Todos los análisis se realizaron con la versión 12.0 del paquete estadístico Stata.

## 5.3. Análisis de la mortalidad en conductores

### 5.3.1. Selección de la población a estudio

A partir del RL-DGT (Dirección General de Tráfico, 2015) se obtuvo el número de conductores con licencia (**P**) estratificados por año (de 2004 a 2011), por sexo y grupos de edad (15-17 años, 18-29 años, 30-44 años, 45-64 años, 65-74 años y más de 74 años). Las categorías de edad se seleccionaron teniendo en cuenta los requisitos legales para la conducción en España, donde se permite circular en ciclomotor a los 15 años, en moto de hasta 125 cc a los 16 años y en casi cualquier tipo de moto, turismos, furgonetas y camiones de hasta 7500 kg a los 18 años.

Se inició el período de estudio en 2004, cuando la seguridad vial fue incluida en la agenda política del Gobierno de España (Novoa et al., 2011), implementando un gran paquete de medidas de seguridad vial durante 2004-2005 que condujo a una marcada disminución de la mortalidad por lesiones de tráfico (Pulido et al., 2016).

A partir del RA-DGT se seleccionaron los conductores implicados en accidentes de tráfico en España desde 2004 hasta 2011 para los que se registró información sobre su edad (hasta 95 años) y sexo (**P1**;  $n = 1.063.158$ ) y los conductores fallecidos dentro de las primeras 24 horas tras la colisión (**M**;  $n = 14.330$ ). Siguiendo el fundamento del método de exposición cuasi-inducida,

se identificó el subgrupo de conductores ‘responsables’ entre los conductores involucrados en una colisión entre dos vehículos motorizados donde sólo había un ‘responsable’ (*colisiones limpias*). Para identificar este subgrupo de conductores ‘responsables’ se emplearon aquellas variables del RA-DGT que más probablemente influyen en la asignación de la responsabilidad: infracción del conductor, infracción de velocidad y abuso de alcohol/drogas (Sanjurjo et al., 2021). Esta última variable fue una variable secundaria re-codificada a partir de la variable original *condiciones psicofísicas* (ver Anexo I). Bajo la asunción de que este subgrupo de conductores ‘no eligen’ a los conductores involucrados pasivamente en el accidente (‘inocentes’), el subgrupo de conductores ‘inocentes’ serían una muestra representativa de todos los conductores de la vía. Así, se obtiene la sub-población de conductores inocentes (**P3**;  $n = 202.769$ ). En todas las etapas de análisis, se asumió que el tamaño y la distribución de la sub-población de conductores (P3) refleja el tamaño y la distribución de toda la población expuesta (es decir, conductores inocentes en riesgo de involucrarse pasivamente en una colisión con otro vehículo motorizado). Por lo tanto, los cambios observados en el tamaño y distribución de este sub-grupo de conductores inocentes durante el período de estudio se asumió que se parecía a los cambios en el tamaño y la distribución de los población expuesta durante el período de estudio.

### 5.3.2. Mortalidad ajustada por exposición (OE-0)

En el numerador y denominador de la formulación que se detalla a continuación se emplea como terminología la descrita para las poblaciones o sub-poblaciones en la sección *Selección de la población a estudio*. A saber: **P** describe la población de conductores con licencia, **P3** describe a la población de conductores ‘inocentes’ y **M** describe a la población de conductores fallecidos.

Considerando un tipo  $j$  específico de conductores como grupo de referencia, la tasa de mortalidad bruta (sin ajustar por exposición) de cualquier otro grupo de conductores  $i$  ( $RTMC_i$ ), debe obtenerse de la siguiente manera:

$$RTMC_i = \frac{\frac{M_i}{P_i}}{\frac{M_j}{P_j}} \quad (5.28)$$

La ecuación 5.28 puede reescribirse como sigue:

$$RTMC_i = \frac{M_i}{P_i} \frac{P_j}{M_j} \quad (5.29)$$

De acuerdo con el razonamiento de exposición cuasi-inducida, en una muestra representativa de colisiones entre dos vehículos en las que solo uno de

los conductores es el responsable de la colisión (*colisiones limpias*), la distribución de los conductores no responsables involucrados en este tipo de colisiones (es decir, conductores involucrados pasivamente) debe parecerse a la distribución de la población general de conductores (Jiang and Lyles, 2010; Lardelli-Claret et al., 2006; Stamatiadis y Deacon, 1997). Por lo tanto, el cociente:

$$\frac{P3_i}{P3_j} \quad (5.30)$$

informa sobre el aumento relativo de la tasa de exposición de los conductores del grupo  $i$  en comparación con la exposición de la categoría de referencia (conductores  $j$ ).

Por lo tanto, reemplazando el denominador original de la ecuación 5.29 por la ecuación 5.30:

$$RTMA_i = \frac{\frac{M_i}{M_j}}{\frac{P3_i}{P3_j}} \quad (5.31)$$

La ecuación 5.31 es la tasa de mortalidad ajustada por exposición de los conductores del grupo  $i$  ( $RTMA_i$ ) en comparación con los controladores del grupo  $j$ .

Para estimar RTMC y RTMA por categorías de edad y género, se conside-

raron dos categorías de referencia ( $j$ ): 18–29 años y mujeres conductoras, respectivamente. Todas las estimaciones se han estratificado por género (al evaluar el efecto de la edad), edad (al evaluar el efecto del género) y tipo de vía (vías urbanas y no urbanas). Suponiendo que tanto las tasas de mortalidad brutas como las ajustadas siguen una distribución de Poisson (Fleiss et al., 2003), hemos construido modelos de regresión de Poisson para obtener intervalos de confianza del 95 % para las tasas de mortalidad. En todos los modelos y en cada estrato de edad-sexo, la variable dependiente fue el número de defunciones. El número de conductores registrados (para estimaciones crudas) y de conductores no responsables (para estimaciones ajustadas) fue el término de exposición mientras que el término independiente fue la edad o el sexo. Todos los análisis se realizaron con el paquete estadístico Stata 15.0.

### 5.3.3. Evolución temporal (OE-1.2)

En el numerador y denominador de la formulación que se detalla a continuación se emplea como terminología la descrita para las poblaciones o sub-poblaciones en la sección *Selección de la población a estudio*. A saber: **P** describe la población de conductores con licencia, **P1** describe a la población de conductores involucrados en accidentes de tráfico, **P3** describe a la población de conductores ‘inocentes’ y **M** describe a la población de conductores fallecidos.

De acuerdo con el método de descomposición, la tasa de mortalidad (TM) para un año dado ( $TM_{i,año}$ ) se puede expresar como el producto de tres componentes:

$$TM_{i,año} = TE_{i,año} \times TA_{i,año} \times TL_{i,año} \quad (5.32)$$

En la ecuación 5.32, la tasa de exposición (TE) expresa la cantidad de exposición acumulada durante ese año por la población de conductores (exposición/población de conductores), la tasa de accidentalidad (TA) expresa el número de accidentes entre conductores expuestos (número de conductores implicados en accidentes/cantidad total de exposición en la población de conductores) y la tasa de letalidad (TL) expresa el número de muertes entre los conductores involucrados en accidentes (muertes de conductores/conductores implicados en un accidente). Al dividir la ecuación 5.32 para el año  $i$  por la misma ecuación para un año de referencia ( $j$ ), obtenemos la siguiente ecuación:

$$\frac{TM_{i,año}}{TM_{j,año}} = \frac{TE_{i,año}}{TE_{j,año}} \times \frac{TA_{i,año}}{TA_{j,año}} \times \frac{TL_{i,año}}{TL_{j,año}} \quad (5.33)$$

Se tomó el año 2004 como año de referencia ( $j$ ). Por lo tanto, la ecuación 5.33 permite descomponer el aumento o disminución de RTM en el año  $i$  en comparación con 2004 (es decir, la tasa de mortalidad de conductores:  $RTM_{i,año}$ ) como el producto de sus tres componentes: cambio en la tasa de exposición (es decir, la razón de tasa de exposición:  $RTE_{i,año}$ ), cambio en la tasa de accidentalidad (es decir, la razón de tasa de accidentalidad:  $RTA_{i,año}$ ) y el cambio en la tasa de letalidad (es decir, la razón de tasa de letalidad:  $RTL_{i,año}$ ). En consecuencia, la ecuación 5.33 se puede reescribir como sigue:

$$RTM_{i,año} = RTE_{i,año} \times RTA_{i,año} \times RTL_{i,año} \quad (5.34)$$

De las fuentes de datos se obtuvo información de la población de conductores con licencia ( $P$ ), del número de conductores involucrados en accidentes ( $P1$ ) y del número de muertes de conductores involucrados en accidentes ( $M$ ). Así, se obtuvieron directamente dos de los componentes de la ecuación 5.34,  $RTM_i$  y  $RTL_i$ , como sigue:

$$RTM_{i,año} = \frac{\frac{M_{i,año}}{M_{i,2004}}}{\frac{P_{i,año}}{P_{i,2004}}} \quad (5.35)$$

$$RTL_{i,año} = \frac{\frac{M_{i,año}}{M_{i,2004}}}{\frac{P1_{i,año}}{P1_{i,2004}}} \quad (5.36)$$

En cuanto al componente  $RTE_{i,año}$  la expresión que, en principio, se debe usar es aquella que recoge información sobre la cantidad de exposición de conductores ( $C$ ):



$$RTE_{i,año} = \frac{\frac{C_{i,año}}{C_{i,2004}}}{\frac{P_{i,año}}{P_{i,2004}}} \quad (5.37)$$

Sin embargo, si (como se ha señalado) el tamaño y la distribución de P3 refleja el tamaño y la distribución de los conductores expuestos para cada año, podemos suponer que

$$\frac{C_{i,año}}{C_{2004}} \approx \frac{P3_{i,año}}{P3_{2004}} \quad (5.38)$$

por lo tanto

$$RTE_{i,año} \approx \frac{\frac{P3_{i,año}}{P3_{i,2004}}}{\frac{P_{i,año}}{P_{i,2004}}} \quad (5.39)$$

En la ecuación anterior asumimos que no hubo cambios significativos en la tasa de notificación de infracciones durante el periodo de estudio. La relación entre las dos tasas es una estimación no sesgada del aumento relativo de la tasa de exposición de los conductores en la categoría  $i$  en relación con los conductores en la categoría  $j$ .

Finalmente,  $RTA_i$  es obtenida de la ecuación 5.34 con una simple fórmula algebraica:

$$RTA_{i,año} = \frac{RTM_{i,año}}{RTE_{i,año} \times RTL_{i,año}} \quad (5.40)$$

Para ajustar las estimaciones de la ecuación 5.34 en función de los cambios en la distribución del sexo y edad de la población española del periodo de estudio, las estimaciones de  $RTM_{i,año}$ ,  $RTL_{i,año}$  y  $RTE_{i,año}$  se obtuvieron mediante los correspondientes modelos de regresión de Poisson, incluyendo edad, sexo y año (tomando 2004 como año de referencia) como variables categóricas independientes. Cada modelo permitió obtener la razón de tasa ajustada correspondiente (y su IC del 95%) para cada año del periodo de estudio en comparación con 2004.

Se utilizó un procedimiento de bootstrapping con 1.500 repeticiones para obtener IC del 95% para el  $RTA_{i,año}$ . En un segundo paso, reajustamos los tres modelos de regresión de Poisson considerando la variable año como variable continua; estimando los valores promedios anuales ajustados para cada una de las tres razones de tasas durante el período de 2004 a 2011:  $RTM_m$ ,  $RTA_m$  y  $RTL_m$ . Nuevamente se usó la ecuación 5.40 para obtener la RTA promedio anual ajustada ( $RTA_m$ ), y un procedimiento bootstrapping para obtener su IC del 95%. Posteriormente se convirtieron todos los valores de las razones de tasas en sus logaritmos naturales:

$$E\%_m = \frac{\ln(RTE_m)}{|\ln(RTE_m)| + |\ln(RTA_m)| + |\ln(RTL_m)|} \times 100 \quad (5.41)$$

$$A \%m = \frac{\ln(RTA_m)}{|\ln(RTE_m)| + |\ln(RTA_m)| + |\ln(RTL_m)|} \times 100 \quad (5.42)$$

$$L \%m = \frac{\ln(RTL_m)}{|\ln(RTE_m)| + |\ln(RTA_m)| + |\ln(RTL_m)|} \times 100 \quad (5.43)$$

En las ecuaciones anteriores, E %, A % y L % son los valores ajustados (por edad y sexo) en porcentaje de RTM<sub>m</sub> (al que le asignamos el valor de 100 %) atribuibles a cambios en la exposición, accidentalidad y letalidad, respectivamente. Todos los análisis se realizaron con el software Stata V.15.0.

#### 5.3.4. Diferencias de edad y género (OE-2.2)

En el numerador y denominador de la formulación que se detalla a continuación se emplea como terminología la descrita para las poblaciones o sub-poblaciones en la sección *Selección de la población a estudio*. A saber: **P** describe la población de conductores con licencia, **P1** describe a la población de conductores involucrados en accidentes de tráfico, **P3** describe a la población de conductores ‘inocentes’ y **M** describe a la población de conductores fallecidos.

Según el análisis de descomposición, para un subgrupo de conductores *i*, definido por su género y rango de edad, la tasa de mortalidad (TM<sub>*i*</sub>) es el resultado del producto de tres componentes: la tasa de exposición (TE<sub>*i*</sub>: cantidad de distancia o tiempo expuesto al riesgo de accidente/población de conductores), la tasa de accidentalidad (TA<sub>*i*</sub>: número de accidentes/cantidad

de exposición) y la tasa de letalidad ( $TL_i$ : número de muertes/número de accidentes). Si comparamos las tasas para el subgrupo de conductores  $i$  con las tasas correspondientes para el subgrupo de conductores  $j$  (categoría de referencia), el modelo se puede expresar como la ecuación 5.44:

$$\frac{TM_i}{TM_j} = \frac{TE_i}{TE_j} \times \frac{TA_i}{TA_j} \times \frac{TL_i}{TL_j} \quad (5.44)$$

La ecuación 5.44 puede reescribirse como:

$$RTM_i = RTE_i \times RTA_i \times RTL_i \quad (5.45)$$

donde el término  $RTM_i$  se utiliza para designar la razón de tasa de mortalidad de conductores en la categoría  $i$ ; el término  $RTE_i$ , para designar la razón de tasa de exposición de conductores en la categoría  $i$ ; el término  $RTA_i$ , para designar la razón de tasa de accidentalidad de conductores en la categoría  $i$  y el término  $RTL_i$ , para designar la tasa de letalidad de conductores en la categoría  $i$ .

De las fuentes de datos se obtuvo información de la población de conductores con licencia ( $P$ ), del número de conductores involucrados en accidentes ( $P1$ ) y del número de muertes de conductores involucrados en accidentes ( $M$ ). Así, se obtuvieron directamente dos de los componentes de la ecuación 5.45,  $RTM_i$  y  $RTL_i$ , como sigue:

$$RTM_i = \frac{\frac{M_i}{P_i}}{\frac{M_j}{P_j}} \quad (5.46)$$

$$RTL_i = \frac{\frac{M_i}{P1_i}}{\frac{M_j}{P1_j}} \quad (5.47)$$

Para determinar  $RTE_i$ , la expresión que, en principio, se debe usar es aquella que recoge información sobre la cantidad de exposición de conductores ( $C$ ):

$$RTE_i = \frac{\frac{C_i}{P_i}}{\frac{C_j}{P_j}} \quad (5.48)$$

Sin embargo, si la suposición establecida anteriormente para la sub-población de conductores no infractores involucrados en colisiones limpias ( $P3$ ) utilizada en nuestro estudio es correcta, el numerador en la ecuación 5.48 se puede estimar como:

$$RTE_i = \frac{\frac{P3_i}{P_i}}{\frac{P3_j}{P_j}} \quad (5.49)$$

En la expresión anterior, la relación entre las dos tasas es una estimación no sesgada del aumento relativo de la tasa de exposición de los conductores en la categoría  $i$  en relación con los conductores en la categoría  $j$ .

Finalmente,  $RTA_i$  es obtenida de la ecuación 5.45 con una simple fórmula algebraica:

$$RTA_i = \frac{RTM_i}{RTE_i \times RTL_i} \quad (5.50)$$

Se seleccionó para el sexo a las mujeres, y para la edad el grupo de 15 a 29 años, como categoría de referencia. Se utilizó la regresión de Poisson para obtener estimaciones puntuales y los correspondientes intervalos de confianza del 95 % (IC del 95 %) de  $RTM_i$ ,  $RTE_i$  y  $RTL_i$ . El componente  $RTA_i$  se obtuvo con la ecuación 5.50. Para obtener el IC del 95 % de este último parámetro se utilizó un procedimiento bootstrap con 1.500 repeticiones.

Para cuantificar la asociación del género masculino con  $RTM$ ,  $RTE$ ,  $RTA$  y  $RTL$  para cada grupo de edad, se obtuvieron las razones de tasas hombre/mujer correspondientes.

Finalmente, para estimar la contribución o proporción de  $RTM_i$  atribuible a cada uno de los tres componentes ( $RTE_i$ ,  $RTA_i$ ,  $RTL_i$ ) en cada grupo de conductores  $i$ , primero se transformaron los componentes a sus logaritmos naturales. Luego, se emplearon las siguientes expresiones para cada compo-

nente:

$$E \%i = \frac{\ln(RTE_i)}{|\ln(RTE_i)| + |\ln(RTA_i)| + |\ln(RTL_i)|} \times 100 \quad (5.51)$$

$$A \%i = \frac{\ln(RTA_i)}{|\ln(RTE_i)| + |\ln(RTA_i)| + |\ln(RTL_i)|} \times 100 \quad (5.52)$$

$$L \%i = \frac{\ln(RTL_i)}{|\ln(RTE_i)| + |\ln(RTA_i)| + |\ln(RTL_i)|} \times 100 \quad (5.53)$$

$E \%i$  ,  $A \%i$  y  $L \%i$  son, respectivamente, los porcentajes de  $RTM_i$  de cada grupo de conductores  $i$  atribuibles a: (i) su exposición como conductores, (ii) su riesgo de colisión -ajustado por su exposición- con un vehículo motorizado, y (iii) su riesgo de muerte dentro de las primeras 24 horas después de la colisión.

Todos los análisis se realizaron con la versión 15.0 del paquete estadístico Stata.

# Capítulo 6

## Resultados

### 6.1. Análisis de la mortalidad en peatones

#### 6.1.1. Evolución temporal (OE-1.1)

En la tabla 6.1 se muestra para el periodo de estudio, la distribución anual de la población total (P) y las sub-poblaciones de peatones incluidas en el análisis de la evolución temporal de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en peatones; esto es, total de peatones involucrados en colisiones (P1), total de peatones involucrados en colisiones con uno o más vehículos para los cuales se registró información sobre la comisión de infracciones tanto por parte del peatón como por los conductores de los vehículos (P2), total de peatones no infractores involucrados en colisiones entre un peatón y un vehículo en las que el conductor del vehículo cometió una infracción (P3), y total de peatones fallecidos (M) según año (Jiménez-Mejías et al., 2014).

La tabla 6.2 muestra, para cada año del periodo de estudio, la tasa de mor-



**Tabla 6.1:** Población total (P), peatones involucrados en colisiones (P1), peatones involucrados en colisiones con uno o más vehículos para los cuales se registró información sobre la comisión de infracciones tanto por parte del peatón como por los conductores de los vehículos (P2), peatones no infractores involucrados en colisiones entre un peatón y un vehículo en las que el conductor del vehículo cometió una infracción (P3) y peatones fallecidos (M). España, 1993-2011.

Año	P	P1	P2	P3	M
1993	39.109.538	12.864	9.157	1.746	804
1994	39.223.296	12.945	9.292	1.914	730
1995	39.318.173	12.900	8.991	1.788	725
1996	39.404.179	12.806	8.496	1.679	712
1997	39.499.035	12.879	8.476	1.730	690
1998	39.610.456	12.976	9.119	2.108	734
1999	39.770.987	12.197	8.974	2.163	666
2000	40.013.630	11.211	8.246	2.074	636
2001	40.435.472	11.826	9.212	2.564	656
2002	41.265.368	11.425	7.412	1.882	593
2003	41.613.897	11.147	7.169	1.804	588
2004	42.292.722	10.758	6.939	1.918	514
2005	42.982.211	10.812	7.843	2.285	529
2006	43.514.609	10.896	7.792	2.350	480
2007	44.221.861	10.575	7.546	2.190	461
2008	45.219.831	10.607	7.453	2.267	383
2009	45.556.472	10.536	7.530	2.396	362
2010	45.918.791	10.569	7.432	2.382	366
2011	46.079.704	10.736	7.491	2.503	310
<b>Total</b>	<b>795.050.232</b>	<b>220.665</b>	<b>154.570</b>	<b>39.743</b>	<b>10.939</b>

talidad cruda por lesiones de tráfico en peatones por 100.000 habitantes, la tasa de letalidad por cada 100 peatones involucrados en colisiones, y la razón de tasa de mortalidad y letalidad tomando como referencia el año 1993. Se observa que la tasa de mortalidad en 2011 disminuyó un 67 % en comparación con 1993, mientras que la disminución de la tasa de letalidad fue del 54 %.

La tabla 6.3 y la figura 6.1 muestran los valores de la razón de tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en peatones y la razón de tasas de sus tres componentes: exposición, accidentalidad y letalidad, por cada año (tomando como referencia el año 1993), y ajustando por edad y sexo. A excepción de la razón de tasa de exposición, se observa que todos los valores muestran una tendencia decreciente a lo largo del período de estudio. Las razones de tasas de 2011 en comparación con 1993 muestran una disminución del 71 % en la razón de tasa de mortalidad, un aumento del 12 % en la razón de tasa de exposición, una disminución del 42 % en la razón de tasa de accidentalidad y una disminución del 56 % en la razón de tasa de letalidad.

El valor de la razón de tasa de mortalidad anual media, ajustada por edad y sexo, fue de 0,939 (IC 95 % de 0,936 a 0,943). Esto significa que en promedio el valor de la tasa de mortalidad disminuyó un 6,1 % cada año durante el periodo de estudio. Este mismo ajuste correspondiente a las razones de tasa de la exposición, accidentalidad y letalidad fue de 1,001 (IC 95 % de 0,999 a 1,004), 0,970 (IC 95 % de 0,969 a 0,971) y 0,967 (IC 95 % de 0,963 a 0,970), respectivamente.

**Tabla 6.2:** Tasa de mortalidad cruda (TMC) por 100.000 habitantes, razón de tasa de mortalidad ( $RTM = TM_i / TM_{1993}$ ), tasa de letalidad por 100 peatones involucrados en colisiones y razón de tasa de letalidad ( $RTL = TL_i / TL_{1993}$ ), en peatones. España, 1993-2011.

Año	TMC (x 100 000)	RTM	TL (x 100)	RTL
1993	2,06	1,00	6,26	1,00
1994	1,86	0,91	5,64	0,90
1995	1,84	0,90	5,62	0,90
1996	1,81	0,88	5,56	0,89
1997	1,75	0,85	5,36	0,86
1998	1,85	0,90	5,66	0,90
1999	1,67	0,81	5,46	0,87
2000	1,59	0,77	5,67	0,91
2001	1,62	0,79	5,55	0,89
2002	1,44	0,70	5,19	0,83
2003	1,41	0,69	5,27	0,84
2004	1,22	0,59	4,78	0,76
2005	1,23	0,60	4,89	0,78
2006	1,10	0,54	4,41	0,70
2007	1,04	0,51	4,36	0,70
2008	0,85	0,41	3,61	0,58
2009	0,79	0,39	3,44	0,55
2010	0,80	0,39	3,46	0,55
2011	0,67	0,33	2,89	0,46

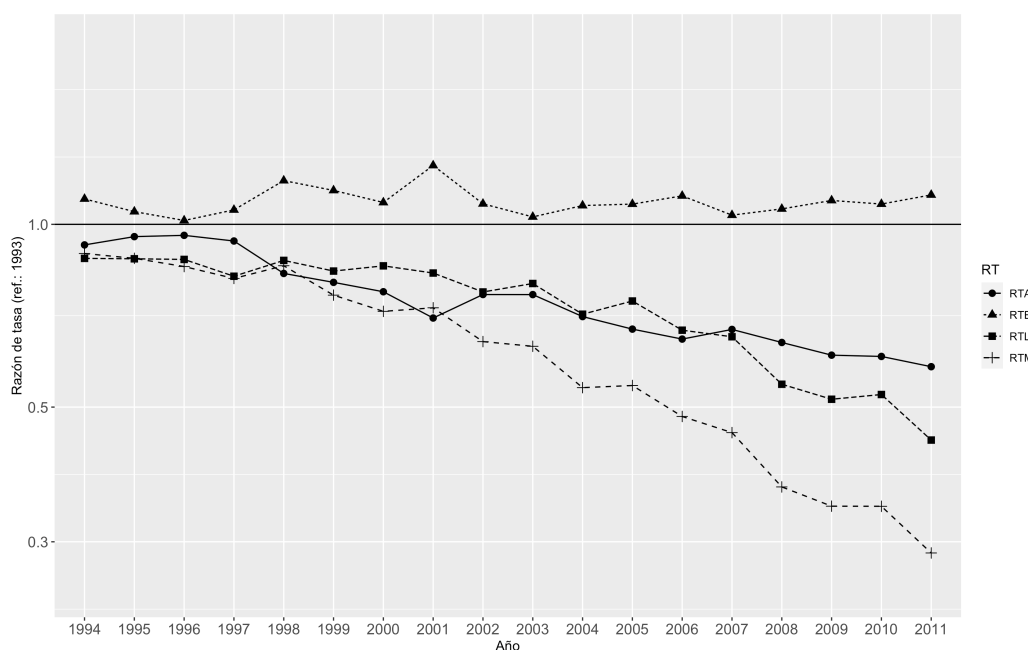
Los valores ajustados de la contribución relativa en porcentaje de la exposición, accidentalidad y letalidad que explican la disminución anual media en la tasa de mortalidad en peatones fueron -51,86 % para la letalidad (IC 95 % de -53,89 % a -49,74 %), -45,86 % (IC 95 % de -48,15 % a -43,57 %) para el riesgo de accidente y 2,28 % (IC 95 % de 2,16 % a 2,42 %) para la exposición. El análisis de sensibilidad arrojó el siguiente rango de valores para cada componente: de -34,54 % a -52,33 % para la contribución relativa de la letalidad; de -34,54 % a -52,91 % para el componente de la accidentalidad; y de -14,65 % a 15 % para la exposición (Jiménez-Mejías et al., 2014).

**Tabla 6.3:** Valores ajustados por edad y sexo de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en peatones y sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), accidentalidad (RTA) y letalidad (RTL) en España, de 1994 a 2011, en comparación con 1993

Año	RTM	IC95 %	RTE	IC95 %	RTA	IC95 %	RTL	IC 95 %				
1993	1	Referencia	1	Referencia	1	Referencia	1	Referencia				
1994	0,90	0,81	0,99	1,10	1,02	1,19	0,93	0,90	0,95	0,88	0,80	0,97
1995	0,88	0,80	0,97	1,05	0,97	1,14	0,95	0,93	0,98	0,88	0,79	0,97
1996	0,85	0,77	0,94	1,01	0,94	1,10	0,96	0,93	0,99	0,88	0,79	0,97
1997	0,81	0,74	0,90	1,06	0,98	1,13	0,94	0,91	0,97	0,82	0,74	0,91
1998	0,85	0,77	0,94	1,18	1,10	1,27	0,83	0,81	0,85	0,87	0,79	0,96
1999	0,76	0,69	0,85	1,14	1,05	1,23	0,80	0,78	0,83	0,84	0,76	0,93
2000	0,72	0,65	0,80	1,09	1,00	1,17	0,77	0,75	0,80	0,85	0,77	0,95
2001	0,73	0,66	0,81	1,25	1,16	1,35	0,70	0,68	0,72	0,83	0,75	0,92
2002	0,64	0,58	0,71	1,08	1,00	1,17	0,77	0,74	0,79	0,77	0,70	0,86
2003	0,63	0,57	0,70	1,03	0,95	1,12	0,77	0,74	0,79	0,80	0,72	0,89
2004	0,54	0,48	0,60	1,07	0,99	1,16	0,70	0,68	0,73	0,71	0,64	0,79

**Tabla 6.3:** Valores ajustados por edad y sexo de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en peatones y sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), accidentalidad (RTA) y letalidad (RTL) en España, de 1994 a 2011, en comparación con 1993

Año	RTM	IC95 %	RTE	IC95 %	RTA	IC95 %	RTL	IC 95 %				
2005	0,54	0,49	0,61	1,08	1,00	1,16	0,67	0,65	0,69	0,75	0,67	0,83
2006	0,48	0,43	0,54	1,11	1,03	1,20	0,65	0,63	0,67	0,67	0,60	0,75
2007	0,45	0,40	0,51	1,04	0,96	1,12	0,67	0,65	0,69	0,65	0,58	0,73
2008	0,37	0,33	0,42	1,06	0,98	1,14	0,64	0,62	0,66	0,55	0,48	0,62
2009	0,34	0,30	0,39	1,09	1,02	1,18	0,61	0,59	0,63	0,52	0,45	0,58
2010	0,34	0,30	0,39	1,08	1,00	1,16	0,61	0,59	0,62	0,52	0,46	0,59
2011	0,29	0,25	0,33	1,12	1,04	1,21	0,58	0,57	0,60	0,44	0,39	0,50



**Figura 6.1:** Valores ajustados por edad y sexo de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en peatones y sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), accidentalidad (RTA) y letalidad (RTL) en España, de 1994 a 2011, en comparación con 1993

### 6.1.2. Diferencias de edad y género (OE-2.1)

En la tabla 6.4 se muestra la distribución de peatones (todos y no responsables) involucrados en accidentes de tráfico, y fallecidos, según edad y sexo. La tabla 6.5 muestra la RTM para cada categoría de edad y sexo para todo el periodo de estudio. Como era de esperar, la RTM aumentó considerablemente con la edad en toda la población y también en cada sexo por separado. Además, la RTM para cada grupo de edad fue siempre más alta para los hombres, con tasas hombres/mujeres (figura 6.2) que aumentaron de 1,52 en la categoría de menor edad a 4,03 en el grupo de edad de 35 a 44 años, luego disminuyeron a 1,66 en el grupo de 65-74 años, y finalmente aumentaron de

nuevo hasta 2,59 en la categoría de mayor edad (a partir de 85 años).

La tabla 6.6 muestra los resultados del análisis de descomposición para RTM en cada categoría de edad y sexo. Cuando ambos sexos se consideraron juntos, el aumento de la edad se relacionó fuertemente con valores más altos de RTL y, en menor medida (de 45 a 54 años en adelante), con valores más altos de RTE. Se observó la tendencia opuesta para RTA. Se observó el mismo patrón de asociaciones dentro de cada sexo. Cuando se dividieron los valores para los hombres por los valores correspondientes para las mujeres en cada estrato de edad, se encontraron razones de tasas más altas en los hombres para RTA y especialmente para RTL y en todos los grupos entre las edades de 15 y 64 años. Sin embargo, los valores de RTE fueron más altos para las mujeres en todos los grupos de edad, excepto en las edades extremas (0-14 y mayores de 74 años).

La tabla 6.6 y las figuras 6.3 y 6.4 también muestran la contribución relativa (porcentajes) de cada uno de los tres componentes de la RTM obtenidos para cada grupo de edad y sexo. El principal determinante de los aumentos de la RTM asociados con la edad fue la RTL (figura 6.3), aunque su contribución relativa disminuyó con la edad, pasando de más del 70 % en los grupos de edad de 25 a 44 años, a menos del 50 % a partir de los 65 años. La contribución relativa de la RTE fue menor, aumentando con la edad hasta más del 30 % en los grupos de mayor edad. Finalmente, debido a que los valores de RTA tendieron a disminuir con la edad, sus contribuciones relativas a los valores de RTM fueron negativas, disminuyendo levemente con la edad. En cuanto al exceso de RTM para el sexo masculino (figura 6.4), su principal determinante

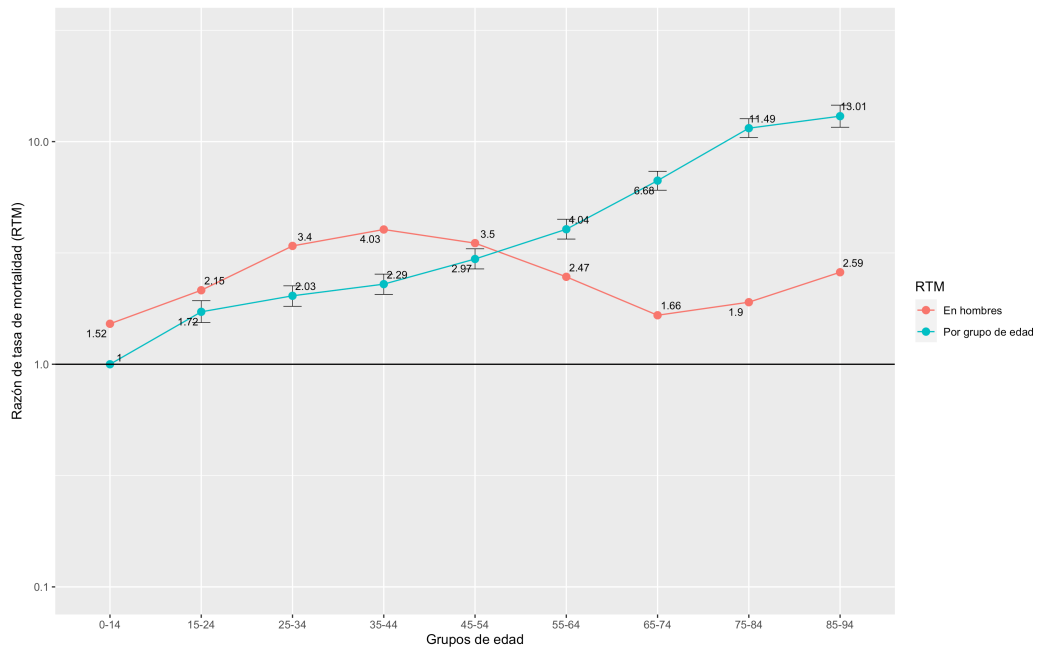


**Tabla 6.4:** Distribución de peatones (todos y no responsables) implicados en accidentes de tráfico, y fallecidos, según edad y sexo

Edad (años)	Total	Hombres		Mujeres		
		No responsables (colisiones limpias)	Fallecidos	No responsables (colisiones limpias)	Fallecidos	
0-14	20.810	2.106	310	13.765	1.744	191
15-24	14.237	1.703	532	14.318	2.550	236
25-34	14.415	2.056	859	11.475	2.250	242
35-44	12.471	1.791	920	10.230	2.134	224
45-54	11.239	1.869	954	11.334	2.624	276
55-64	11.549	2.112	972	12.901	2.987	420
65-74	13.411	2.793	1.145	15.909	3.597	817
75-84	11.525	2.473	1.187	14.084	3.368	943
85-94	3.408	703	388	3.584	883	323
<b>Total</b>	<b>113.065</b>	<b>17.606</b>	<b>7.267</b>	<b>107.600</b>	<b>22.137</b>	<b>3.672</b>

Tabla 6.5: Razón de tasa de mortalidad en peatones según grupo de edad y sexo

Edad (años)	Ambos sexos			Mujeres			Hombres		
	RTM	IC 95 %	RTM	IC 95 %	RTM	IC 95 %	RTM	IC 95 %	
0-14	1,00	Referencia	1,00	Referencia	1,52	1,27	1,82		
15-24	1,72	1,54	1,37	1,14	2,95	2,50	3,49		
25-34	2,03	1,82	1,16	0,96	3,93	3,36	4,60		
35-44	2,29	2,06	1,15	0,95	4,62	3,95	5,40		
45-54	2,97	2,68	1,68	1,40	5,90	5,05	6,89		
55-64	4,04	3,65	3,00	2,53	7,41	6,34	8,65		
65-74	6,68	6,05	6,50	5,55	10,81	9,28	12,60		
75-84	11,49	10,43	10,73	9,19	20,40	17,51	23,77		
85-94	13,01	11,60	10,97	9,17	28,46	23,93	33,84		



**Figura 6.2:** Razón de tasa de mortalidad (RTM) en peatones por grupo de edad (ref.: mujeres de 0-14 años) y en hombres (ref.: mujeres)

en todos los estratos de edad fue nuevamente la RTL excepto en los grupos etarios extremos, con porcentajes superiores al 65 % para los grupos de edad entre 25 y 84 años. RTA también contribuyó al exceso del sexo masculino en RTM pero en un grado menor (menos del 25%) excepto en el grupo de edad de 0 a 14 años, en el que RTA contribuyó con 54% de la RTM. La contribución de la RTE fue baja y negativa en todas las edades excepto en las extremas: en el grupo de mayor edad, la RTE hizo una gran contribución positiva (57%) a la RTM (Onieva-García et al., 2016).

Edad (años)	Ambos sexos			Mujeres			Hombres			RTE hombres/ RTE mujeres	%E	
	RTE	IC 95 %	%E	RTE	IC 95 %	%E	RTE	IC 95 %	%E			
0-14	1	Referencia		1	Referencia		1,13	1,06	1,21	1,13	29,48	
15-24	1,24	1,19	1,29	19,11	1,63	1,53	1,73	1,04	0,97	1,11	0,64	-27,03
25-34	1,03	0,99	1,08	2,06	1,18	1,11	1,25	1,03	0,97	1,1	0,88	-8,94
35-44	1,02	0,98	1,07	1,18	1,2	1,12	1,27	0,99	0,92	1,05	0,82	-10,91
45-54	1,41	1,35	1,48	15,39	1,75	1,65	1,86	1,27	1,19	1,35	0,72	-17,08
55-64	1,93	1,85	2,01	24,74	2,33	2,2	2,48	1,76	1,65	1,88	0,75	-19,17
65-74	2,83	2,72	2,95	32,09	3,13	2,96	3,32	2,89	2,72	3,07	0,92	-12,10
75-84	4,1	3,94	4,27	36,41	4,2	3,96	4,45	4,65	4,38	4,95	1,11	16,07
85-94	3,78	3,56	4,00	33,31	3,28	3,03	3,56	5,65	5,17	6,16	1,72	56,84

Edad (años)	Ambos sexos			Mujeres			Hombres			RTA hombres/ RTA mujeres	%A	
	RTA	IC 95 %	%A	RTA	IC 95 %	%A	RTA	IC 95 %	%A			
0-14	1	Referencia		1	Referencia		1,25	1,17	1,34	1,25	53,59	
15-24	0,75	0,71	0,78	-25,87	0,71	0,66	0,76	1,06	0,98	1,14	1,49	23,87
25-34	0,67	0,64	0,7	-26,59	0,65	0,6	0,69	0,89	0,83	0,95	1,37	21,36
35-44	0,64	0,61	0,68	-25,78	0,61	0,56	0,65	0,88	0,82	0,95	1,45	20,94
45-54	0,56	0,54	0,59	-25,79	0,55	0,51	0,58	0,76	0,71	0,82	1,39	17,37
55-64	0,53	0,51	0,56	-23,66	0,55	0,51	0,58	0,69	0,64	0,74	1,27	16,08
65-74	0,51	0,49	0,53	-20,72	0,56	0,53	0,6	0,61	0,57	0,65	1,09	12,23
75-84	0,49	0,47	0,51	-18,50	0,53	0,5	0,56	0,59	0,55	0,63	1,11	16,87
85-94	0,49	0,46	0,52	-17,84	0,51	0,47	0,56	0,61	0,56	0,68	1,19	18,64

Edad (años)	Ambos sexos			Mujeres			Hombres			RTL hombres/ RTL mujeres	%L	
	RTL	IC 95 %	%L	RTL	IC 95 %	%L	RTL	IC 95 %	%L			
0-14	1	Referencia		1	Referencia		1,07	0,9	1,29	1,07	16,93	
15-24	1,86	1,66	2,08	55,02	1,19	0,98	1,44	2,69	2,28	3,18	2,27	49,09
25-34	2,93	2,64	3,26	71,35	1,52	1,26	1,84	4,29	3,67	5,02	2,83	69,70
35-44	3,48	3,13	3,86	73,03	1,58	1,3	1,91	5,32	4,55	6,21	3,37	68,15
45-54	3,76	3,39	4,17	58,82	1,75	1,46	2,11	6,12	5,24	7,15	3,49	65,55
55-64	3,93	3,55	4,35	51,6	2,35	1,98	2,78	6,07	5,19	7,08	2,59	64,75
65-74	4,62	4,19	5,09	47,2	3,7	3,16	4,33	6,15	5,28	7,17	1,66	75,67
75-84	5,74	5,21	6,33	45,09	4,83	4,13	5,64	7,42	6,37	8,65	1,54	67,06
85-94	7,02	6,26	7,87	48,85	6,49	5,43	7,77	8,2	6,9	9,76	1,26	24,52

**Tabla 6.6:** Descomposición de la razón de tasa de la mortalidad en peatones según edad y sexo

**Tabla 6.7:** Conductores involucrados en accidentes (P1), conductores no responsables involucrados en colisiones limpias (P2), conductores fallecidos en accidentes (P3), según grupo de edad y género. España, 2004-2011.

Edad (años)	Hombres			Mujeres		
	P1	P2	P3	P1	P2	P3
15-17	20.642	5.275	272	3.584	1.019	10
18-29	266.605	46.588	3.654	83.924	17.258	466
30-44	303.833	56.981	4.380	90.949	19.234	429
45-64	194.819	38.719	3.141	44.116	8.960	341
65-74	34.192	5.969	933	3.901	594	58
>74	15.420	2.038	616	1.173	134	30
Total	835.511	155.570	12.996	227.647	47.199	1.334

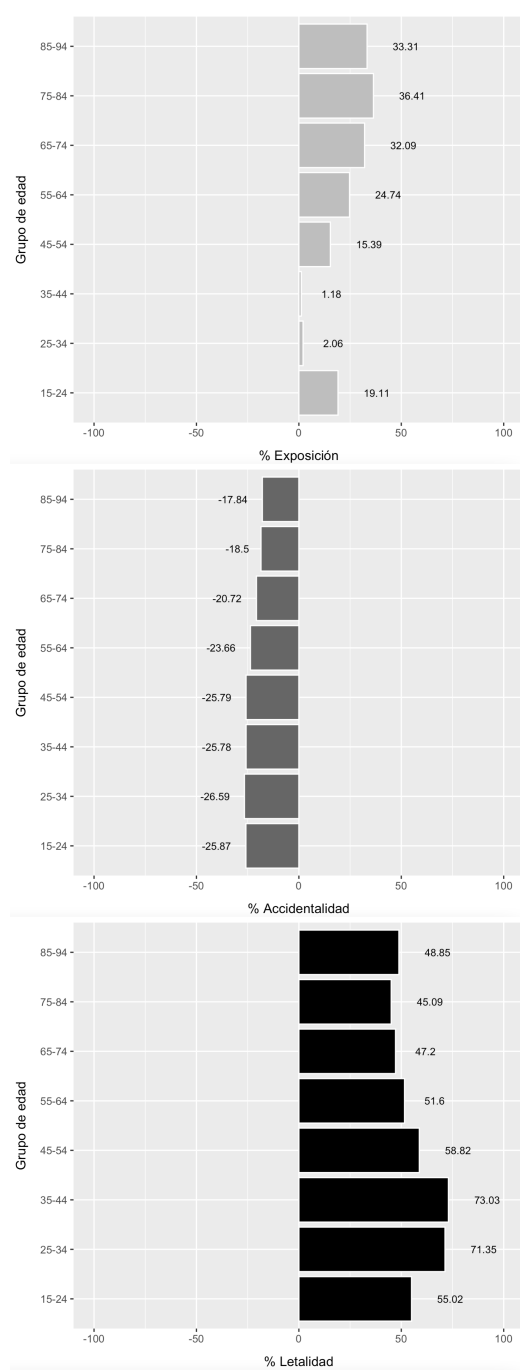
## 6.2. Análisis de la mortalidad en conductores

### 6.2.1. Mortalidad ajustada por exposición (OE-0)

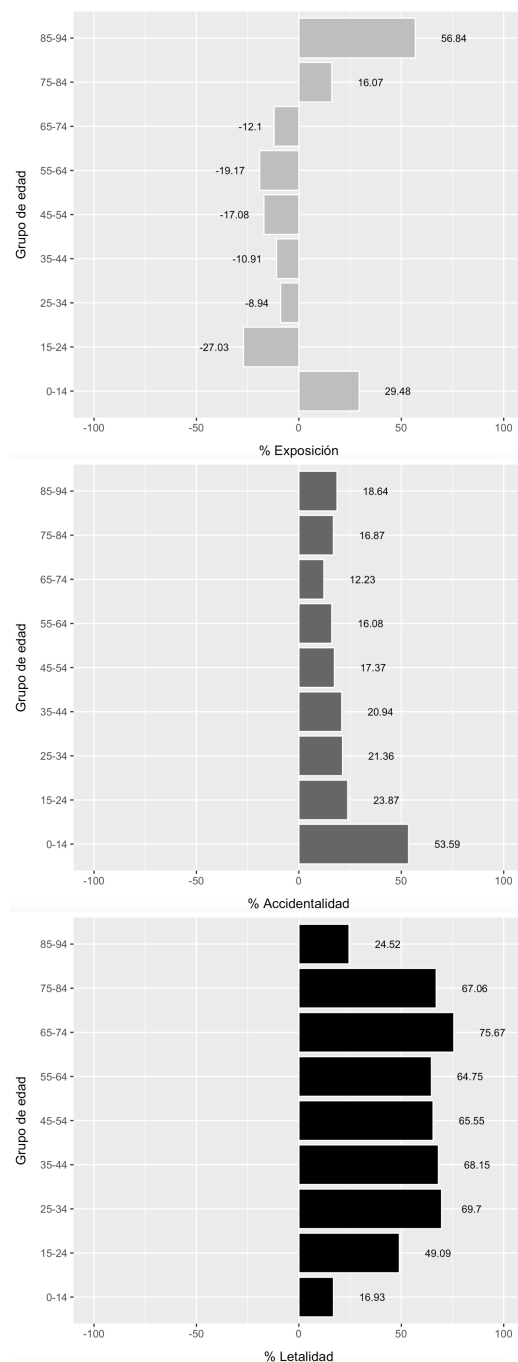
En la tabla 6.7 se describe el total de conductores involucrados en accidentes (P1), el total de conductores no responsables involucrados en colisiones limpias (P2) y el total de conductores fallecidos en accidentes (P3), según grupo de edad y género en España entre 2004 y 2011. En total, 14.330 conductores fallecieron en accidentes de tráfico entre 2004 y 2011 en España (el 90,69 % eran hombres y el 9,31 % mujeres). El número anual de conductores fallecidos disminuyó de 2.433 en 2004 a 1.125 en 2011 (53,42 % de reducción entre hombres y 56,9 % entre mujeres).

En cuanto a las variaciones en la tasa de mortalidad entre grupos de edad, se hallaron fuertes diferencias entre la RTM cruda (RTMc) y la RTM ajustada

por exposición (RTMa). Cuando se evalúa la tasa de mortalidad en la población general de conductores, RTMc mostró que el grupo de edad más joven (15-17 años) era el que tenía la tasa de mortalidad más alta (RTMc = 1,67; IC 95 %: 1,48-1,89), mientras que la tasa más baja se encontró entre la franja etaria de 45 y 64 años (figura 6.5). Sin embargo, al ajustar por exposición, la RTMa mostró tasas de mortalidad que aumentaron considerablemente con la edad, especialmente a partir de los 45 años y alcanzando el valor más alto para los conductores de más de 74 años (RTMa = 4,61; IC del 95 %: 4,24-5,01). Este mismo patrón de las estimaciones en la RTMa se mantuvo estable cuando se estratificó por sexo (tabla 6.8), si bien, en el caso de las mujeres, la RTMa fue marcadamente mayor entre las mayores de 74 años, en comparación con los hombres.

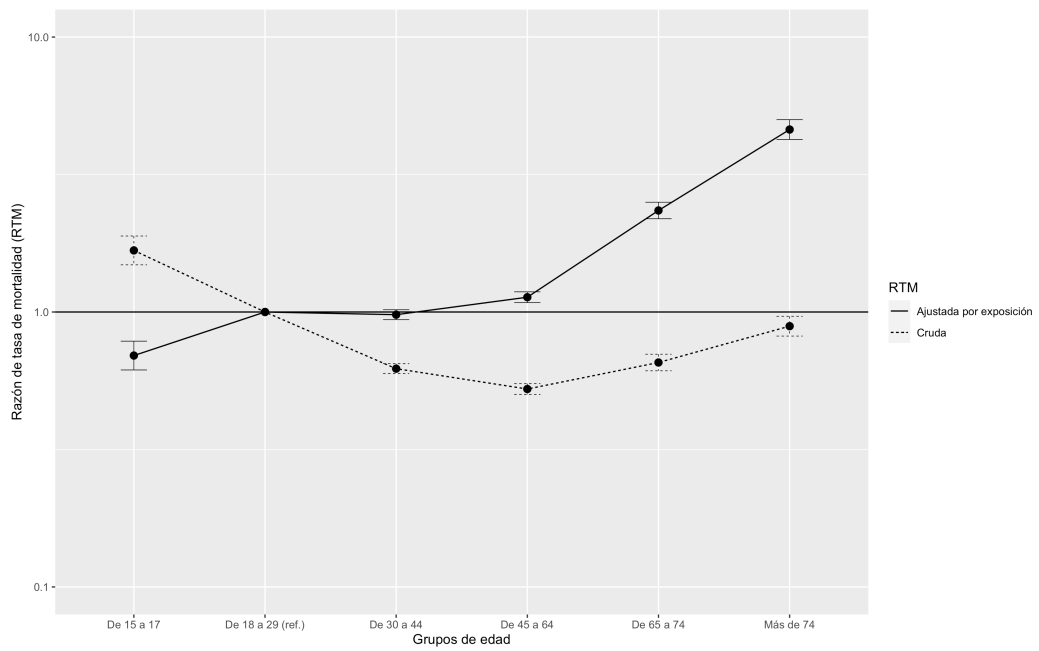


**Figura 6.3:** Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en peatones según grupo de edad (ref.: mujeres de 0-14 años)



**Figura 6.4:** Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en peatones varones, según grupo de edad (ref.: mujeres)





**Figura 6.5:** Razón de tasa de mortalidad cruda y ajustada por exposición en conductores involucrados en accidentes de tráfico según grupo de edad. España, 2004-2011

**Tabla 6.8:** Razón de tasa de mortalidad cruda (RTMc) y ajustada por exposición (RTMa) en conductores involucrados en accidentes de tráfico según grupo de edad y género. España, 2004-2011

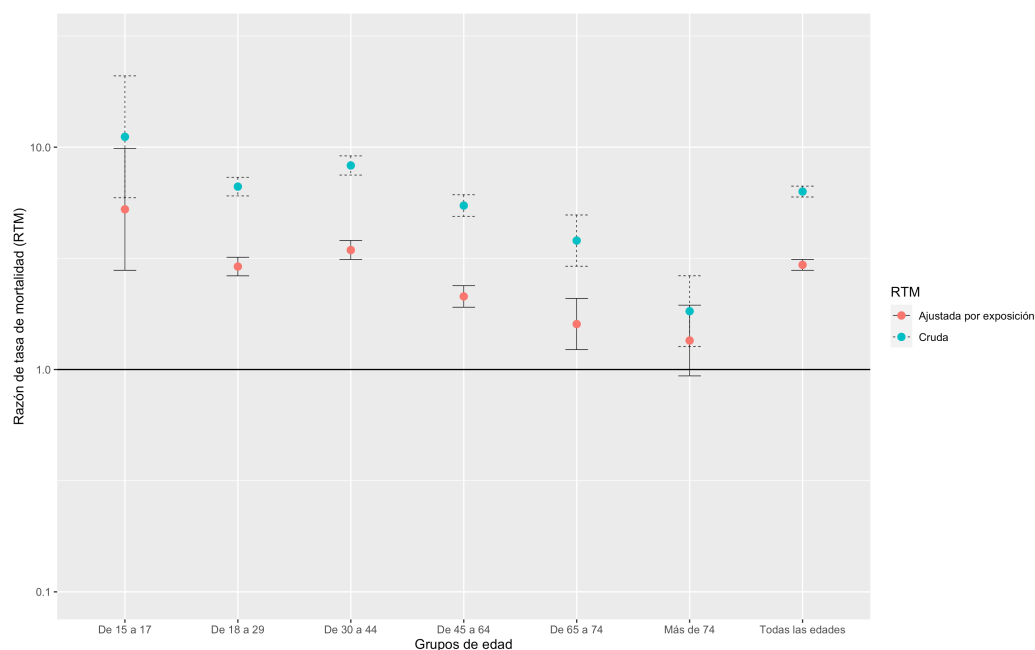
Grupos de edad	Total			Hombre			Mujeres		
	RTMc	RTMa	RTMc	RTMa	RTMc	RTMa	RTMc	RTMa	
15-17	1,67 [1,48-1,89]	0,69 [0,61-0,78]	1,39 [1,23-1,57]	0,66 [0,58-0,74]	0,83 [0,44-1,55]	0,36 [0,19-0,68]			
18-29 (ref.)	1	1	1	1	1	1			
30-44	0,62 [0,59-0,65]	0,98 [0,94-1,02]	0,63 [0,59-0,65]	0,98 [0,94-1,02]	0,50 [0,44-0,57]	0,82 [0,72-0,94]			
45-64	0,52 [0,50-0,55]	1,13 [1,08-1,18]	0,46 [0,44-0,48]	1,03 [0,99-1,08]	0,56 [0,49-0,64]	1,41 [1,22-1,62]			
65-74	0,65 [0,61-0,70]	2,34 [2,18-2,51]	0,46 [0,43-0,50]	1,99 [1,85-2,14]	0,81 [0,62-1,07]	3,62 [2,75-4,75]			
>74	0,89 [0,82-0,96]	4,61 [4,24-5,01]	0,56 [0,52-0,61]	3,85 [3,54-4,19]	2,04 [1,41-2,96]	8,29 [5,73-11,99]			

La estratificación por tipo de vía (tabla 6.9) reveló que el exceso de mortalidad observado con RTMc para los conductores más jóvenes (grupo edad de 15 a 17 años) fue mucho mayor en las áreas urbanas en comparación con las vías no urbanas (RTMc = 4,91; IC del 95 %: 4,02-5,99 frente a RTMc = 1,14; IC del 95 %: 0,98-1,33, respectivamente). Cuando se analizó la RTMa, también se halló un ligero aumento en las tasas de mortalidad para los conductores más jóvenes en áreas urbanas, pero no en vías no urbanas (RTMa = 1,5; IC del 95 %: 1,23-1,83 frente a RTMa = 0,90; IC del 95 %: 0,77-1,05, respectivamente).

En cuanto a las diferencias por género, tanto la RTMc como la RTMa revelaron mayores tasas de mortalidad por accidentes de tráfico en hombres en comparación con mujeres (figura 6.6). Sin embargo, estas diferencias se debilitaron considerablemente cuando se ajustó por exposición. Así, se obtuvieron razones de tasas de mortalidad en cada categoría de edad donde la RTMc y la RTMa entre hombres y mujeres tendieron a ser más cercanas a medida que aumentaba la edad. Los valores de RTMa tendieron a ser más altos en áreas urbanas en comparación con las vías no urbanas (tabla 6.10).

**Tabla 6.9:** Razón de tasa de mortalidad cruda (RTMc) y ajustada por exposición (RTMa) en conductores involucrados en accidentes de tráfico según grupo de edad, género y tipo de vía. España, 2004-2011.

Grupo de edad	Total		Hombres		Mujeres	
	RTMc	RTMa	RTMc	RTMa	RTMc	RTMa
<b>Zona urbana</b>						
15-17	4,91 [4,02-5,99]	1,5 [1,23-1,83]	3,87 [3,15-4,76]	1,37 [1,12-1,69]	5,1 [2,32-11,23]	1,53 [0,69-3,36]
18-29 (ref.)	1	1	1	1	1	1
30-44	0,47 [0,41-0,53]	0,91 [0,81-1,02]	0,47 [0,42-0,54]	0,95 [0,84-1,07]	0,29 [0,9-0,47]	0,56 [0,36-0,88]
45-64	0,29 [0,26-0,34]	0,89 [0,77-1,03]	0,26 [0,23-0,31]	0,86 [0,75-1,00]	0,23 [0,13-0,40]	0,7 [0,40-1,23]
65-74	0,29 [0,23-0,39]	1,98 [1,53-2,57]	0,21 [0,16-0,27]	1,68 [1,28-2,19]	0,49 [0,18-1,36]	3,35 [1,21-9,26]
>74	0,43 [0,31-0,58]	4,01 [2,95-5,45]	0,28 [0,20-0,38]	3,56 [2,62-4,85]	-	-
<b>Zona no urbana</b>						
15-17	1,14 [0,98-1,33]	0,90 [0,77-1,05]	0,97 [0,83-1,13]	0,83 [0,77-0,97]	0,28 [0,09-0,87]	0,32 [0,10-1,00]
18-29 (ref.)	1	1	1	1	1	1
30-44	0,65 [0,62-0,69]	0,81 [0,78-0,85]	0,65 [0,62-0,68]	0,79 [0,76-0,83]	0,53 [0,46-0,61]	0,74 [0,65-0,85]
45-64	0,56 [0,54-0,59]	0,88 [0,84-0,92]	0,49 [0,47-0,52]	0,78 [0,74-0,82]	0,60 [0,52-0,69]	1,23 [1,06-1,42]
65-74	0,72 [0,67-0,77]	1,58 [1,47-1,69]	0,51 [0,47-0,55]	1,33 [1,24-1,44]	0,85 [0,64-1,13]	2,6 [1,96-3,45]
>74	0,96 [0,88-1,05]	3,13 [2,87-3,41]	0,61 [0,56-0,67]	2,57 [2,35-2,81]	2,31 [1,59-3,34]	7,9 [5,45-11,45]



**Figura 6.6:** Razón de tasa de mortalidad (RTM) cruda y ajustada por exposición en conductores varones involucrados en accidentes de tráfico (ref. : mujeres) según grupo de edad. España, 2004-2011

### 6.2.2. Evolución temporal (OE-1.2)

En la tabla 6.11 se muestra para el periodo de estudio, la distribución anual de la población de conductores (P1) y el total de conductores fallecidos (P2), así como la tasa de mortalidad por cada 100.000 conductores (TM) y la razón de tasa de mortalidad en conductores (RTM) con su IC al 95% tomando como referencia el año 2004. Se observa que la tasa de mortalidad en 2011 disminuyó un 59% en comparación con 2004; y que la razón de tasa de mortalidad en 2011 fue entre un 53% y un 59% menor en comparación con aquel año.

La tabla 6.12 y la figura 6.7 muestran los valores de la razón de tasa de mor-

**Tabla 6.10:** Razón de tasa de mortalidad cruda (RTMc) y ajustada por exposición (RTMa) en conductores varones (ref. mujeres) involucrados en accidentes de tráfico según grupo de edad y tipo de vía. España, 2004-2011.

Grupo de edad	Urbana		No urbana	
	RTMc	RTMa	RTMc	RTMa
15-17	6,43 [2,99-13,81]	3,33 [1,55-7,14]	22,10 [7,05-69,25]	7,19 [2,29-22,54]
18-29	8,48 [6,39-11,24]	3,69 [2,78-4,89]	6,41 [5,79-7,10]	2,81 [2,54-3,12]
30-44	13,47 [9,26-19,59]	6,22 [4,28-9,05]	7,89 [7,12-8,75]	2,99 [2,70-3,32]
45-64	9,71 [5,86-16,08]	4,55 [2,74-7,53]	5,25 [4,68-5,89]	1,78 [1,59-1,99]
65-74	3,54 [1,29-9,75]	1,85 [0,67-5,08]	3,82 [2,90-5,03]	1,44 [1,09-1,89]
>74	–	–	1,69 [1,18-2,45]	0,91 [0,63-1,32]
Total	8,85 [7,29-10,75]	4,58 [3,77-5,56]	6,09 [5,74-6,46]	2,58 [2,43-2,73]

**Tabla 6.11:** Población de conductores (P1), conductores fallecidos involucrados en accidentes (P2), tasa de mortalidad por cada 100.000 conductores (TM) y razón de tasa de mortalidad en conductores (RTM) tomando como referencia el año 2004

Año	P1	P2	TM	RTM	IC 95 %	
2004	22.986.441	2.433	10,58	1	Referencia	
2005	23.587.909	2.311	9,80	0,94	0,88	0,99
2006	24.108.205	2.158	8,95	0,86	0,82	0,92
2007	24.681.251	2.018	8,18	0,80	0,75	0,85
2008	25.474.843	1.606	6,30	0,62	0,58	0,66
2009	25.723.758	1.416	5,50	0,55	0,52	0,59
2010	25.793.282	1.263	4,90	0,50	0,46	0,53
2011	26.133.461	1.125	4,30	0,44	0,41	0,47

talidad por lesiones de tráfico en conductores y la razón de tasas de sus tres componentes: exposición, accidentalidad y letalidad, por cada año (tomando como referencia el año 2004), y ajustando por edad y sexo. A excepción de la razón de tasa de accidentalidad, se observa que todos los valores muestran una tendencia decreciente a lo largo del período de estudio. Las razones de tasas de 2011, en comparación con 2004, muestran una disminución del 43 % en la razón de tasa de exposición y una disminución del 46 % en la razón de tasa de letalidad. Al contrario, la razón de tasa de accidentalidad, fue un 8 % y un 30 % superior para los años 2005 y 2006 respectivamente; y entre un 40 % y un 42 % para el resto del periodo, en comparación con 2004.

El valor de la razón de tasa de mortalidad anual media, ajustada por edad y sexo, fue de 0,884 (IC del 95 % de 0,878 a 0,891). Esto significa que, en promedio, el valor de la tasa de mortalidad disminuyó un 11,6 % cada año durante el periodo de estudio. Este mismo ajuste correspondiente a las razones de tasa de la exposición, accidentalidad y letalidad fue de 0,919 (IC del 95 % de 0,918 a 0,921), 1,055 (IC del 95 % de 1,054 a 1,056) y 0,911 (IC del 95 % de 0,904 a 0,918), respectivamente; lo que significa que, en promedio por cada año del periodo, la razón tasa de exposición disminuyó un 8,1 %, y un 8,9 % la razón de tasa de letalidad, mientras que la razón de tasa de accidentalidad aumentó un 5,5 %.

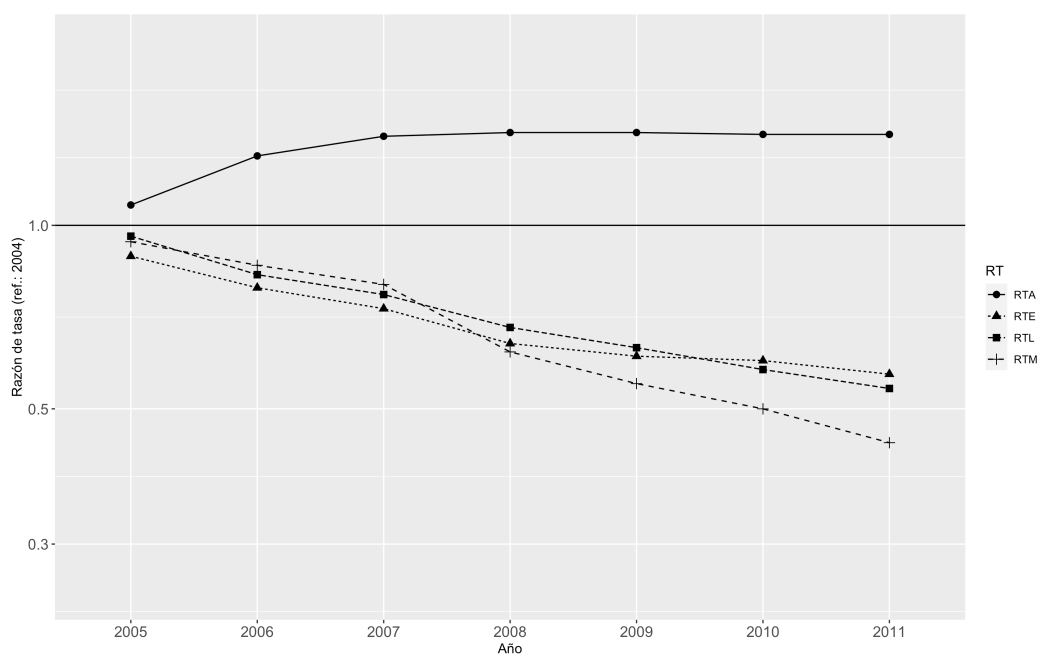
Los valores ajustados de la contribución relativa en porcentaje de la exposición, accidentalidad y letalidad que explican la disminución anual media en la tasa de mortalidad fueron -36,35 % para la exposición, 23,33 % para el riesgo de accidente y -40,32 % para la letalidad.

**Tabla 6.12:** Descomposición de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en conductores en sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), razón de tasa de accidentalidad (RTA) y razón de tasa de letalidad (RTL) por cada año (ref.: 2004)

Año	RTE	IC 95 %		RTA	IC 95 %		RTL	IC 95 %	
2004	1	Referencia		1	Referencia		1	Referencia	
2005	0,89	0,88	0,91	1,08	1,02	1,13	0,96	0,91	1,02
2006	0,79	0,78	0,80	1,30	1,22	1,35	0,83	0,79	0,88
2007	0,73	0,72	0,74	1,40	1,32	1,47	0,77	0,73	0,82
2008	0,64	0,63	0,65	1,42	1,32	1,47	0,68	0,64	0,73
2009	0,61	0,60	0,62	1,42	1,33	1,47	0,63	0,59	0,67
2010	0,60	0,59	0,61	1,41	1,31	1,47	0,58	0,54	0,62
2011	0,57	0,56	0,58	1,41	1,32	1,47	0,54	0,51	0,58

En la figura 6.8 se representa la contribución relativa en porcentaje de cada componente por año del periodo de estudio. Si atendemos a los valores absolutos por año, se observa que hay variabilidad en el componente que predominantemente explicaría la razón de tasa de mortalidad. Así, en comparación con el año 2004, la exposición es el componente que más contribuye en 2005, 2008 y 2009; la accidentalidad, en 2006 y 2007; y la letalidad en 2010 y 2011. Por otro lado, si atendemos a la tendencia del periodo de estudio, se observa cómo la contribución relativa de la letalidad se incrementa y la de la accidentalidad disminuye, mientras que la tendencia de la exposición es más estable. El signo del valor de la contribución relativa de la exposición y la letalidad es negativo porque como ya se observó, la tendencia de la razón de tasas de ambos componentes era descendente; al contrario que la tendencia de la razón de tasas de la accidentalidad que es ascendente, por lo que el





**Figura 6.7:** Valores ajustados por edad y sexo de la razón de tasa de mortalidad en conductores y sus tres componentes: razón de tasa de exposición (RTE), accidentalidad (RTA) y letalidad (RTL), por cada año (ref.: 2004)

signo del valor de su contribución relativa es positivo. En otras palabras, la letalidad y la exposición tendieron a disminuir la mortalidad porque la letalidad y la cantidad de exposición en 2011 fue menor que en 2004; mientras que el riesgo de colisión (o accidentalidad) operó en la dirección opuesta y fue mayor en 2011 en comparación con 2004.

### 6.2.3. Diferencias de edad y género (OE-2-2)

La tabla 6.13 muestra la RTM en conductores para cada grupo de edad y sexo del período de estudio, tomando como referencia a las mujeres del grupo de edad de 18 a 29 años. Como puede observarse, la RTM considerando a toda la población de conductores, sigue un patrón en forma de U en relación con la

edad representado en sus extremos por las edades extremas; esto es, por los grupos de edad más jóvenes y por los grupos de edad más avanzada (figura 6.9). Así, se observa que la mayor RTM se describe para el grupo de edad más joven, de 15 a 17 años (RTM = 1,67; IC del 95 %: 1,48-1,89), seguida de la RTM en el grupo de edad más avanzada, de más de 74 años (RTM = 0,89; IC del 95 %: 0,82-0,96). Este mismo patrón se repite para la RTM en mujeres, si bien, al contrario que para la RTM en toda la población de conductores, la mayor RTM se describe para el grupo de edad más avanzado (RTM = 2,05; IC del 95 %: 1,41-2,96), seguida del grupo de edad más joven (RTM = 0,83; IC del 95 %: de 0,44-1,55). En el caso de los hombres, el patrón de la RTM disminuyó paulatinamente con la edad, pasando de una RTM de 9,23 (IC del 95 %: 7,95-10,72) en el grupo de 15 a 17 años, a una RTM de 3,74 (IC del 95 %: 3,32-4,22) en el grupo de más de 74 años.

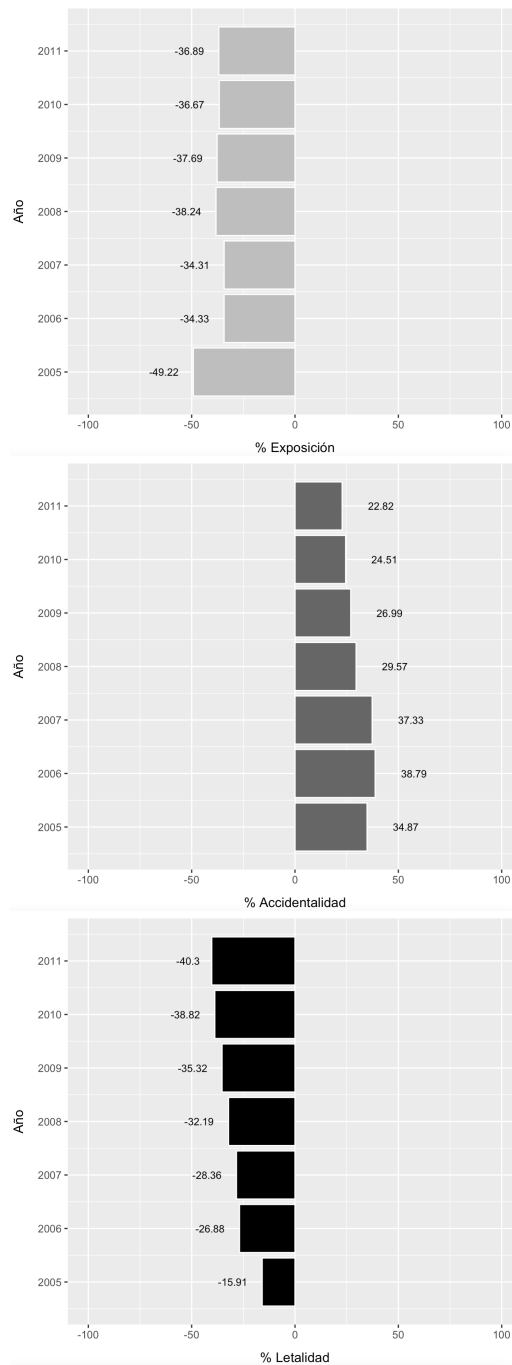
Por otro lado, en la tabla 6.13 también se observa, mediante RTM hombres/mujeres, que la RTM en hombres es constantemente mayor para cada grupo de edad, y también decreciente a medida que se avanza en edad, pasando de un valor de RTM de 11,13 para la categoría de 15 a 17 años, a un valor de RTM de 1,83 para la categoría de más de 74 años (figura 6.9).

La tabla 6.14 muestra los resultados del análisis de descomposición para la RTM en conductores según grupo de edad y sexo. Cuando ambos sexos se consideraron conjuntamente, el aumento de la edad se relacionó fuertemente con valores más altos de la RTL y, en menor medida (a partir de los 65-74 años), con valores más altos de la RTA. La tendencia opuesta se observó para la RTE. Este mismo patrón de asociaciones se observó también para

cada sexo. Cuando se realizó el cociente de los valores para los hombres y los valores para las mujeres correspondientes para cada estrato de edad, se hallaron razones de tasas más altas en hombres para la RTE y la RTL, aunque la magnitud de la diferencia es decreciente conforme se avanza en edad. Para el componente de la accidentalidad, la RTA es también mayor en hombres, a excepción de las categorías de edad que incluyen a los conductores de más de 64 años.

En la figura 6.10 y la figura 6.11 se representa la contribución relativa (en porcentaje) de cada uno de los tres componentes de la RTM obtenidos para cada grupo de edad y sexo. Se distinguen tres patrones diferentes en función de la edad: (i) el grupo de edad más joven (de 15 a 17 años), (ii) los grupos de edad más avanzada (de 65 años o más), y (iii) los grupos de mediana edad (de 30 a 64 años). Observamos cómo para el grupo de edad más joven, el principal determinante que explica la RTM fue la exposición ( $\%E = 70,71$ ), seguida en magnitud de la accidentalidad y la letalidad que además, tuvieron un sentido negativo. En contraste, en el grupo de edad más avanzada, el principal determinante en términos absolutos fue también la exposición pero en sentido negativo ( $\%E = -51,87$ ); esto es, porque la contribución de la exposición desciende conforme se aumenta en edad, al contrario que la accidentalidad y la letalidad que siguen una tendencia ascendente. Así, el grupo de edad de más de 74 años es el que presenta mayor valor en porcentaje de contribución con signo positivo, para la accidentalidad ( $\%A = 10,41$ ) y letalidad ( $\%L = 37,73$ ). Como era de esperar, el grupo de edad de 65 a 74 años, presenta un patrón similar a éste, principalmente para el compo-

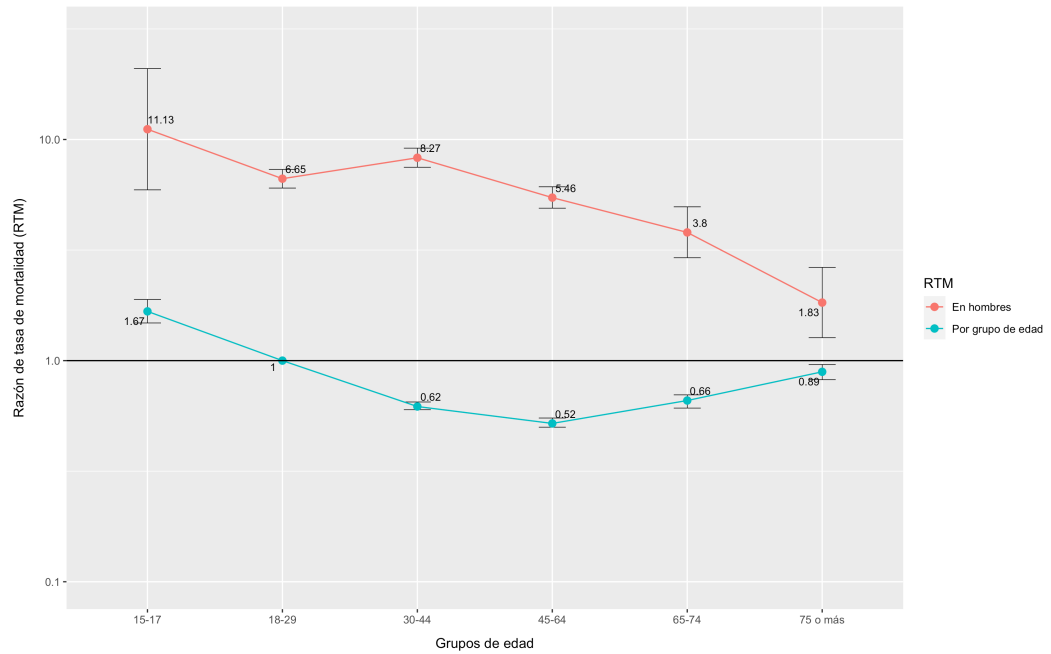
nente de la letalidad ( $\%L = 37,42$ ;  $\%A = 2,62$ ;  $\%E = -59,96$ ). Los grupos de mediana edad (de 30 a 64 años) presentaron un valor de contribución con signo negativo para la accidentalidad, al igual que los grupos de edad más jóvenes; y para la exposición, como el grupo a partir de los 65 años; y un valor de contribución con signo positivo para la letalidad, al igual que los grupos de mayor edad. En cuanto al exceso de RTM para el sexo masculino (figura 6.11), los principales determinantes en todos los estratos de edad fueron la exposición y la letalidad, aunque cabe reseñar algunos matices. En los grupos de edad de hasta 44 años contribuyó en mayor medida la letalidad, siendo el valor de  $\%L$ , en orden decreciente, de 64,42 (15-17 años), de 52,87 (30-44 años), de 49,8 (75 años o más) y de 47,7 (18-29 años). Al contrario, la exposición contribuyó en mayor medida en las franjas de edad de los 45 a 74 años, con valores entre el 53,76% y el 55,42%. Asimismo, todos los valores de la contribución de ambos componentes tienen signo positivo, lo que subraya una tendencia constante de mayor exposición y riesgo de fallecer de los conductores varones respecto del sexo femenino para todas las edades. Por otro lado, la accidentalidad fue el componente que menos contribuyó a la RTM y tuvo una tendencia cambiante según la edad, siendo el signo positivo del porcentaje de contribución hasta los 64 años, e invirtiéndose la tendencia (porcentaje con signo negativo) a partir de los 65 años.



**Figura 6.8:** Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en conductores, según año (ref.: 2004)

Tabla 6.13: Razón de mortalidad (RTM) en conductores según grupo de edad y sexo

Edad (años)	Ambos sexos		Mujeres		Hombres		RTM hombres/ RTM mujeres			
	RTM	IC 95 %	RTM	IC 95 %	RTM	IC 95 %	RTM	IC 95 %		
15-17	1,67	1,48	1,89	0,83	0,44	1,55	9,23	7,95	10,72	11,13
18-29	1	Referencia	1	Referencia	6,65	6,04	7,32	6,65	7,32	6,65
30-44	0,62	0,60	0,65	0,50	0,44	0,57	4,16	3,78	4,58	8,27
45-64	0,52	0,50	0,55	0,56	0,49	0,64	3,06	2,77	3,37	5,46
65-74	0,66	0,61	0,70	0,81	0,62	1,07	3,09	2,77	3,46	3,80
>74	0,89	0,82	0,96	2,05	1,41	2,96	3,74	3,32	4,22	1,83

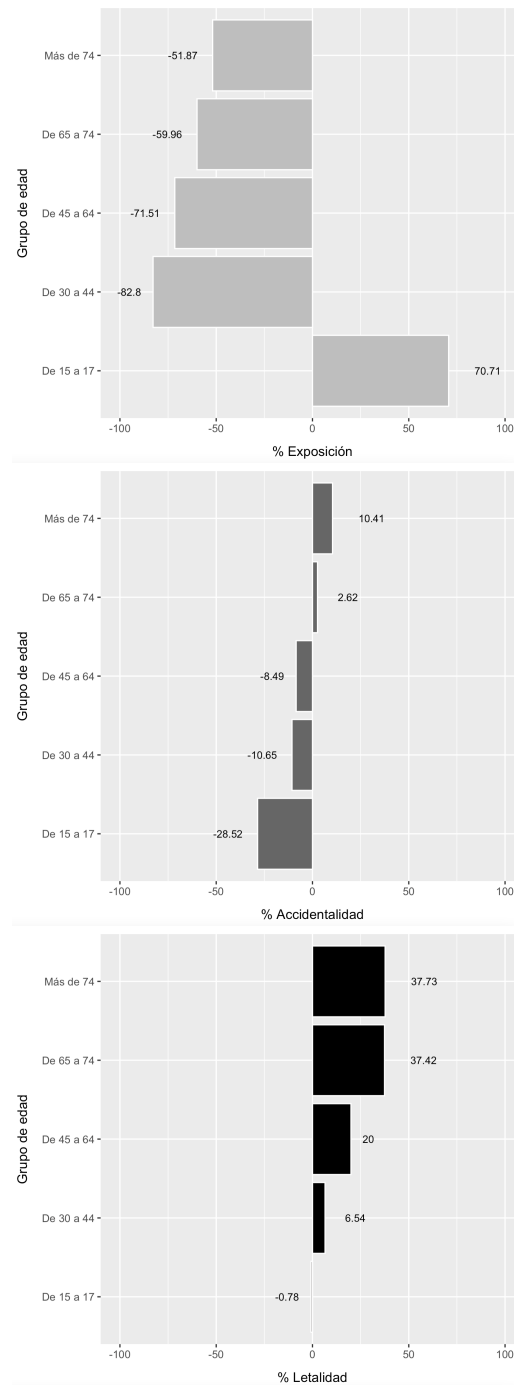


**Figura 6.9:** Razón de tasa de mortalidad en conductores, según grupo de edad (ref.: mujeres de 18-29 años) y en hombres (ref.: mujeres)

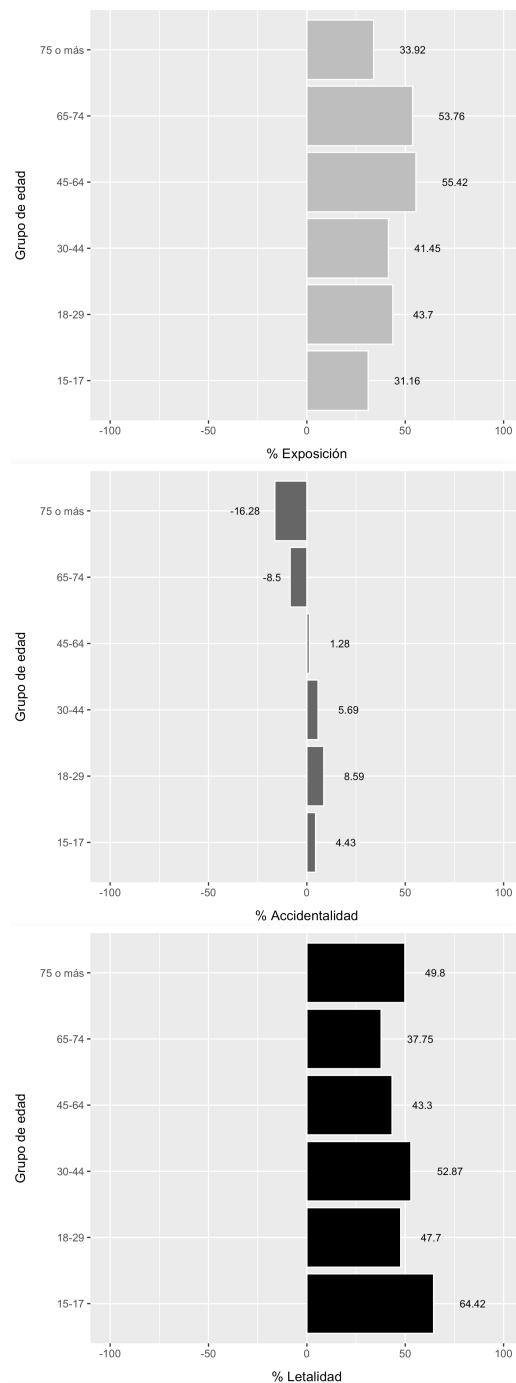
**Tabla 6.14:** Descomposición de la razón de tasa de mortalidad (RTM) en conductores según grupo de edad y sexo, así como la proporción atribuible de cada componente (exposición (%E), accidentalidad (%A) y letalidad (%L)) a la RTM

Descomposición de la RTM por grupos de edad											Descomposición de la RTM en hombres		
<b>Razón de tasa de exposición (RTE)</b>													
Edad (años)	Ambos sexos			Mujeres			Hombres			RTE hombres/ RTE mujeres	%E		
	RTE	IC 95 %	%E	RTE	IC 95 %	%E	RTE	IC 95 %	%E				
15-17	2,41	2,35	2,48	70,71	2,28	2,14	2,43	4,84	4,69	4,99	2,12	31,16	
18-29	1	Referencia			1	Referencia			2,29	2,25	2,33	2,29	43,70
30-44	0,64	0,63	0,64	-82,80	0,61	0,60	0,62	1,46	1,44	1,49	2,40	41,45	
45-64	0,46	0,46	0,47	-71,51	0,40	0,39	0,41	1,02	1,00	1,04	2,56	55,42	
65-74	0,28	0,27	0,29	-59,96	0,23	0,21	0,24	0,53	0,52	0,55	2,37	53,76	
>74	0,19	0,18	0,20	-51,87	0,25	0,21	0,29	0,33	0,32	0,35	1,35	33,92	
<b>Razón de tasa de accidentalidad (RTA)</b>													
Edad (años)	Ambos sexos			Mujeres			Hombres			RTA hombres/ RTA mujeres	%A		
	RTA	IC 95 %	%A	RTA	IC 95 %	%A	RTA	IC 95 %	%A				
15-17	0,70	0,69	0,71	-28,52	0,72	0,70	0,75	0,80	0,79	0,82	1,11	4,43	
18-29	1	Referencia			1	Referencia			1,18	1,17	1,19	1,18	8,59
30-44	0,94	0,94	0,95	-10,65	0,97	0,96	0,98	1,10	1,09	1,10	1,13	5,69	
45-64	0,91	0,91	0,92	-8,49	1,01	1,00	1,02	1,03	1,03	1,04	1,02	1,28	
65-74	1,06	1,05	1,07	2,62	1,35	1,31	1,39	1,18	1,16	1,19	0,87	-8,50	
>74	1,39	1,37	1,41	10,41	1,80	1,70	1,91	1,56	1,53	1,58	0,86	-16,28	
<b>Razón de tasa de letalidad (RTL)</b>													
Edad (años)	Ambos sexos			Mujeres			Hombres			RTL hombres/ RTL mujeres	%L		
	RTL	IC 95 %	%L	RTL	IC 95 %	%L	RTL	IC 95 %	%L				
15-17	0,99	0,88	1,12	-0,78	0,50	0,27	0,94	2,37	2,04	2,76	4,72	64,42	
18-29	1	Referencia			1	Referencia			2,47	2,24	2,72	2,47	47,70
30-44	1,04	0,99	1,08	6,54	0,85	0,75	0,97	2,60	2,36	2,86	3,06	52,87	
45-64	1,24	1,19	1,30	20,00	1,39	1,21	1,60	2,90	2,63	3,20	2,09	43,30	
65-74	2,21	2,07	2,37	37,42	2,68	2,04	3,52	4,91	4,40	5,49	1,84	37,75	
>74	3,31	3,05	3,60	37,73	4,61	3,18	6,66	7,19	6,38	8,11	1,56	49,80	





**Figura 6.10:** Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en conductores, según grupo de edad (ref.: mujeres de 18-29 años)



**Figura 6.11:** Proporción atribuible de la razón de tasa de exposición (%E), de accidentalidad (%A) y de letalidad (%L) a la razón de tasa de mortalidad en conductores varones, según grupo de edad (ref.: mujeres)



# Capítulo 7

## Discusión

A continuación, para cada tipo de usuario de la vía abordado en esta tesis, y en el mismo orden en que han sido presentados los resultados, se discuten los resultados de la aplicación del método de descomposición para analizar las diferencias en la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en peatones y conductores, así como las limitaciones e implicaciones prácticas.

### 7.1. Análisis de la mortalidad en peatones

#### 7.1.1. Evolución temporal

##### Discusión de resultados

Nuestro análisis de descomposición muestra que el componente más determinante del descenso de la tasa de mortalidad en peatones en España desde 1993 hasta 2011 fue la disminución de la tasa de letalidad. Aunque parte de esta disminución puede ser el resultado de un sesgo (relacionado con un

aumento constante en la cobertura de colisiones que involucran a peatones en España en el registro de la DGT), este resultado es consistente con análisis de descomposición anteriores que hallaron que el componente de letalidad era también el que explicaba las diferencias de sexo en la tasa de mortalidad en diferentes subtipos de accidentes de tráfico, incluidos aquellos que involucraban a peatones (Li et al., 1998; Li et al., 1996; Zhu et al., 2013).

Nuestro análisis también muestra que la reducción del riesgo de colisión entre un peatón expuesto y un vehículo también contribuyó, aunque en menor medida, a la disminución de tasa de mortalidad en peatones. En cambio, el porcentaje atribuible de la exposición de los peatones durante el período de estudio tuvo una menor contribución en la tendencia descendente de la tasa de mortalidad en peatones (Jiménez-Mejías et al., 2014).

En conclusión, y con la debida atención a las salvedades que se aplican con nuestra metodología, nuestros resultados sugieren que la disminución en la tasa de letalidad y (en un grado levemente menor) en la tasa de accidentalidad fueron los principales determinantes del fuerte descenso de la tasa de mortalidad en peatones en España desde 1993. Además, aunque usamos una medida indirecta para estimar los peatones expuestos, el enfoque del método de exposición cuasi-inducida sugiere que a pesar de un modesto aumento en la exposición durante el período de estudio, su repercusión en la tendencia decreciente de la tasa de mortalidad fue pequeña (Jiménez-Mejías et al., 2014).

### 7.1.2. Diferencias de edad y género

#### Discusión de resultados

Nuestros resultados revelan una fuerte asociación entre la tasa de mortalidad de los peatones y el aumento de la edad y el sexo masculino, de acuerdo con estudios anteriores (Chang, 2008; Mabunda et al., 2008). El aumento de la mortalidad en peatones mayores ha sido descrito en estudios previos (Chang, 2008; Henary et al., 2006; Kim et al., 2008; Mohamed et al., 2013; Tefft, 2013). Esta asociación generalmente se explica por el aumento de la fragilidad asociada con el envejecimiento (Kim et al., 2008; Tarko and Azam, 2011). Sin embargo, el papel de los otros dos componentes (es decir, exposición y riesgo de accidente) sigue siendo incierto, en parte porque es difícil determinar con precisión la cantidad de exposición de los peatones (Clifton and Livi, 2005; Keall, 1995).

A diferencia de estudios anteriores (Keall, 1995; Milligan et al., 2013; Mindell et al., 2012; Zhu et al., 2013) utilizamos un método de exposición cuasi-inducida asumiendo que la distribución por edad y sexo de los peatones inocentes involucrados en colisiones limpias es representativa de la distribución por edad y sexo de toda la población. Al hacerlo, solo se consideraron las ventanas de exposición en las que los peatones pueden ser considerados responsables o no responsables de una colisión (es decir, mientras cruzan o

caminan por una carretera) y, por lo tanto, están a riesgo de ser atropellados por un vehículo. Con este método, la cantidad de exposición aumentó con la edad a partir de los 45 años; por lo tanto, la exposición también contribuyó a la asociación directa entre envejecimiento y la mayor tasa de mortalidad de los peatones. Este resultado no es sorprendente: los peatones de mayor edad están expuestos al riesgo de colisión con un vehículo durante períodos más largos porque necesitan más tiempo para caminar la misma longitud (por lo general, cruzar una carretera) (Avineri et al., 2012; Hoxie and Rubenstein, 1994; Keall, 1995; Oxley et al., 1997; Romero-Ortuno et al., 2010). Estos resultados enfatizan así la necesidad de desarrollar intervenciones destinadas a compensar esta desventaja en los peatones mayores, es decir, alargar el tiempo para cruzar en un semáforo (Hoxie and Rubenstein, 1994; Romero-Ortuno et al., 2010) o construir franjas medianas para facilitar el cruce en carreteras con dos carriles (Oxley et al., 1997).

El otro hallazgo interesante de nuestro estudio es la asociación inversa entre la edad y el riesgo de sufrir un accidente. Como ya se ha informado ampliamente para los peatones y otros tipos de usuarios de la vía (Cestac et al., 2011; Ivers et al., 2009; Sullman et al., 2011), este riesgo es mayor para los peatones más jóvenes. Pollack y colaboradores describieron que los peatones más jóvenes, como los estudiantes, adoptan conductas de riesgo al caminar distraídos (es decir, caminan mientras hablan o envían mensajes de texto en un teléfono móvil, o escuchan música en un iPod) (Pollack et al., 2014). Además, en nuestro estudio, el riesgo de sufrir un accidente fue menor en

los peatones de mayor edad. Esto está en consonancia con estudios anteriores que describen que las personas de mayor edad asumen menos riesgos (Bernhoft and Carstensen, 2008) adoptando comportamientos más seguros al cruzar una calle (Holland and Hill, 2007; Keall, 1995; Oxley et al., 1997).

En cuanto al rol del género, nuestros resultados también están de acuerdo con estudios previos que hallaron una mayor tasa de mortalidad en hombres respecto a las mujeres (Chang, 2008; Zhu et al., 2013), aunque la fuerza de esta asociación cambia con la edad. El análisis de descomposición revela, de acuerdo con el estudio de Zhu y colaboradores (Zhu et al., 2013), que la letalidad es nuevamente el determinante más importante en la mayor tasa de mortalidad en los hombres. Este hallazgo también se ha observado en estudios anteriores (Chang, 2008; Zhu et al., 2013) aunque las razones de ello no se comprenden bien. Podría plantearse la hipótesis de que, en comparación con las mujeres, los peatones varones están involucrados en colisiones de mayor gravedad intrínseca. Por ejemplo, se ha informado que las colisiones nocturnas, en las que los hombres pueden estar involucrados con mayor frecuencia porque las mujeres tienden a caminar menos durante la noche (Clifton and Livi, 2005), son más graves que las que ocurren durante el día (Kim et al., 2008).

De acuerdo con estudios previos (Keall, 1995; Zhu et al., 2013), también hallamos que el riesgo de involucrarse en una colisión es mayor en los peatones masculinos, en comparación con las mujeres, especialmente en los grupos de



edad más jóvenes. Se ha descrito que las mujeres son más sensibles en lo que respecta a la seguridad vial que los hombres adoptando conductas de menos riesgo (Clifton et al., 2005; Clifton and Livi, 2005; Holland and Hill, 2007; Sullman et al., 2011). Ulfarsson y colaboradores observaron que los varones tenían más probabilidades de ser los únicos culpables, en comparación con las mujeres, en las colisiones entre peatones y vehículos motorizados (Ulfarsson et al., 2010). Además, Faria y colaboradores (Faria et al., 2010) apuntaron a que los hombres tendían a seguir a otros peatones que cruzaban una calle con más frecuencia que las mujeres. La mayor letalidad y riesgo de accidente en los hombres, en comparación con las mujeres, se contrarresta parcialmente por su menor cantidad de exposición, observada para los hombres de todas las edades, excepto para los grupos de edad extremos. Esto puede estar relacionado tanto con la distancia total caminada (mayor en las mujeres, como han informado algunos estudios (Keall, 1995)) como con la velocidad al caminar (más rápida en los hombres que en las mujeres (Avineri et al. 2012; Miguel, 2013)).

En conclusión, el método de descomposición ha permitido cuantificar la asociación de la edad y el sexo en peatones con su tasa de mortalidad de lesiones por tráfico, así como exponer la magnitud y la dirección de estas asociaciones que fueron diferentes (y en algunos casos, opuestas) para cada componente de la tasa de mortalidad (Onieva-García et al., 2016).

### 7.1.3. Limitaciones

Existen varias limitaciones en nuestro análisis de la mortalidad por lesiones de tráfico en peatones. En primer lugar, la principal fuente de información de los datos fue un registro policial. Se podría plantear la hipótesis de que, como se describe en otros países (Lopez et al., 2000; Sciortino et al., 2005), el registro español tiende a subestimar los choques y colisiones menos graves en áreas urbanas. Esto es especialmente relevante en las colisiones que involucran a peatones, porque ocurren principalmente en áreas urbanas.

En el modelo de descomposición para un año dado, la magnitud de la tasa de accidentalidad será subestimada, mientras que la magnitud de la tasa de letalidad se sobreestimarán. Este modelo de descomposición, por lo tanto, no debe considerarse válido para todas las colisiones de peatones, sino solo para las más graves, aunque al entrañar éstas mayor morbilidad también son las más importantes desde un punto de vista de la salud pública. No obstante, nuestros modelos de descomposición finales se obtuvieron a partir de la comparación de un modelo de descomposición de un año dado  $i$  con el modelo de descomposición del año de referencia  $j$ , y por tanto, este potencial sesgo en el modelo de descomposición para cualquier año  $i$  se anularía por el mismo sesgo del modelo de descomposición del año de referencia  $j$ . En consecuencia, las razones de tasas ( $i/j$ ) del modelo de descomposición final deberían estar razonablemente libres de este sesgo. Esta anulación del sesgo no ocurriría si, como es plausible, el sub-registro de la tasa de las colisiones

menos severas disminuyó durante el período de estudio. Si este fuera el caso, entonces el porcentaje medio atribuible del componente de la letalidad (L %) estaría subestimado, mientras que el del componente de la accidentalidad (A %) estaría sobreestimado (Jiménez-Mejías et al., 2014).

Además, la sobrerrepresentación de choques más severos (es decir, aquellos que resultaron en muertes o lesiones graves) en las bases de datos de la policía también puede conducir a un *sesgo de fragilidad* (Langford et al., 2006), lo que llevaría a una sobreestimación de la razón de tasa de exposición para los peatones de mayor edad, y a una subestimación de la razón de tasa de letalidad.

En resumen, debemos asumir que usamos una muestra sesgada de colisiones que involucran a peatones: el patrón representado por nuestro modelo de descomposición puede ser más aplicable a choques severos. Sin embargo, estos accidentes graves son los de mayor preocupación desde la perspectiva de la salud pública, porque deben constituir el foco principal de las intervenciones destinadas a prevenirlos (Jiménez-Mejías et al., 2014; Onieva-García et al., 2016).

Por otro lado, en nuestro análisis se excluyeron aquellos registros para los que no constaba información sobre la infracción cometido por peatones y/o conductor de vehículo. La mayoría de estos casos ocurrieron en provincias

específicas (y a partir de un año específico) cuando la policía no estaba obligada a registrar esta información. No podemos ofrecer una hipótesis sobre la dirección o la magnitud de este posible sesgo de selección. Además, el registro español incluye solo las muertes ocurridas dentro de las primeras 24 horas después de un accidente. La subestimación posterior de las tasas de mortalidad puede diferir para los diferentes grupos de edad si asumimos que el aumento de la edad está relacionado con un peor pronóstico de las lesiones relacionadas con accidentes (Jiménez-Mejías et al., 2014; Onieva-García et al., 2016).

Un segundo conjunto de limitaciones, derivadas de las características inherentes del método de la exposición cuasi-inducida, se han discutido extensamente en estudios anteriores (Lardelli-Claret et al., 2006; Lenguerrand et al., 2008). En nuestro análisis específico de colisiones que involucran a peatones, la suposición de que el tamaño y la distribución de la subpoblación de peatones inocentes es proporcional al tamaño y distribución de la exposición de los peatones de toda la población puede ser controvertida. Sin embargo, otras alternativas empleadas para cuantificar la exposición de los peatones también se han descrito como controvertidas (Keall, 1995; Lassarre et al., 2007). Las mediciones basadas en encuestas que evalúan los tiempos medios o las distancias recorridas no reflejan el tiempo real o la distancia en la que un usuario de la vía estaría *a riesgo*. El tiempo *a riesgo* se limitaría al tiempo en el que un peatón comparte el mismo espacio que podrían ocupar los vehículos (es decir, mientras cruza un paso de peatones o camina por una calzada). En

una situación extrema, la verdadera tasa de exposición para una persona que usa exclusivamente las calles peatonales se acercaría a cero. Desde esta perspectiva, el subconjunto de peatones inocentes identificados como expuestos mediante el enfoque del método de la exposición cuasi-inducida puede reflejar mejor a aquellas personas realmente expuestas al riesgo de ser atropelladas por un vehículo. De hecho, la forma en que asignamos la responsabilidad no fue determinista, sino probabilística: en una colisión entre un peatón que no había cometido una infracción y un vehículo cuyo conductor acababa de cometer una infracción, era mucho más probable que el conductor fuera el responsable de la colisión. Además, es importante enfatizar que nuestra estimación de exposición no incluyó el tiempo total o la distancia total caminada en aceras o calles peatonales (Jiménez-Mejías et al., 2014).

En tercer lugar, y con respecto al método de descomposición, los tres componentes en los que se fracciona la tasa de mortalidad no son matemáticamente independientes, aunque esto hubiera sido una característica deseable (Jiménez-Mejías et al., 2014). Este hecho puede parcialmente explicar los patrones 'simétricos' en la tendencia de la razón de tasa de la exposición y la accidentalidad que se observan en la figura 6.1. Finalmente, cuando en los modelos de Poisson se empleó la variable año como variable continua, se asumió una tasa de cambio anual constante para todas las relaciones de tasas durante todo el periodo de estudio. Aunque esta puede ser una aproximación aceptable para la razón de tasas de la mortalidad, letalidad y accidentalidad (ver figura 6.1), no parece tan apropiado para la razón de tasa de la exposi-

ción que mostró un patrón de diente de sierra. Por lo tanto, nuestros valores para la contribución relativa de la letalidad (L %), accidentalidad (A %), y especialmente de la exposición (E %) deben interpretarse como estimaciones anuales promedio.

#### 7.1.4. Implicaciones prácticas

Desde un punto de vista práctico, nuestros resultados pueden ayudar a identificar áreas prioritarias tanto para la salud pública como para la investigación.

Nuestros hallazgos no deben usarse para predecir tendencias futuras en la tasa de mortalidad en peatones; sin embargo, es concebible que mejoras adicionales en la letalidad y la accidentalidad (los principales componentes que contribuyeron al descenso de la mortalidad) se logren a través de medidas que actualmente no están muy extendidas en la mayoría de las ciudades españolas (por ejemplo, reducción del límite de velocidad para los vehículos en las zonas urbanas o aumentar la disponibilidad de pasos de peatones) (Jiménez-Mejías et al., 2014). Además, nuestros resultados son especialmente importantes para escenarios futuros en los que un (deseable) aumento de la exposición debe compensarse con medidas encaminadas a proporcionar un entorno seguro para caminar (Zeeger et al., 2012; Romero-Ortuno et al., 2010).

La disminución de las tasas de letalidad de peatones fue el principal factor responsable de las diferencias de edad y sexo en las tasas de mortalidad. Por lo tanto, las intervenciones centradas en disminuir la gravedad intrínseca de las colisiones deben ser una prioridad. Por otro lado, la cantidad de exposición juega un papel importante en las colisiones que involucran a peatones mayores. Por lo tanto, las intervenciones deben enfocarse en darles suficiente tiempo para que crucen las carreteras de manera segura (considerar prolongar los tiempos de paso en semáforos, por ejemplo). Finalmente, se debe tener en cuenta el alto riesgo de colisión en los peatones más jóvenes (es decir, de 0 a 14 años) para reforzar las intervenciones educativas y legislativas dirigidas a este grupo de población (Jiménez-Mejías et al., 2014; Onieva-García et al., 2016).

## **7.2. Análisis de la mortalidad en conductores**

### **7.2.1. Mortalidad ajustada por exposición**

#### **Discusión de resultados**

La magnitud y, en algunos casos, la dirección de las diferencias en las tasas de mortalidad según grupos de edad y sexo cambia sustancialmente cuando se tiene en cuenta el ajuste por exposición. Cuando se utilizaron tasas no ajustadas, la mortalidad más alta se halló en los conductores más jóvenes; sin embargo, las comparaciones ajustadas mostraron las tasas más altas en los conductores de mayor edad. La mayor exposición en la conducción de

los conductores más jóvenes explicaría en gran parte su mayor tasa de mortalidad. De la misma manera, el exceso de mortalidad de los hombres, en comparación con las mujeres, se explica por su mayor exposición. Cuando la tasa de mortalidad se ajusta por exposición, aún persiste un exceso de riesgo de muerte para los conductores masculinos (Pulido et al., 2016).

La metodología de exposición cuasi-inducida permite comparar las tasas de mortalidad entre subgrupos de conductores ajustando por su cantidad de exposición. Teniendo en cuenta sus requisitos de datos simples (solo requiere datos de accidentes) y su capacidad para analizar datos desagregados (a diferencia de los métodos de exposición directa), parece ser un método factible de aplicar cuando se carece de mediciones directas de exposición, como es el caso de España (Pulido et al., 2016). Según una revisión de la literatura, la metodología de exposición cuasi-inducida ha sido ampliamente utilizada para medir el riesgo de accidentes de tráfico en algunos subgrupos de conductores, para explorar el efecto de las diferentes características del conductor y el vehículo sobre el riesgo de accidente, para evaluar el éxito de los programas de seguridad vial, y también para estimar la exposición de diferentes grupos de conductores (Jiang et al., 2014). La comparación del riesgo de accidentes de tráfico entre subgrupos de conductores, tiene la ventaja adicional de que, frente a la medición directa de la exposición, permite controlar las diferencias relacionadas con el entorno de conducción y no solo con la cantidad total de exposición (Lardelli-Claret et al., 2011).



Al contrastar nuestros resultados con los obtenidos en estudios que utilizaron como marcador de exposición medidas directas (distancia recorrida en kilómetros o millas recorridas por vehículo), hallamos resultados consistentes: la mortalidad también aumenta claramente en los grupos de mayor edad en estos estudios (SWOV, 2015). Un estudio previo que analizó la consistencia entre el método de exposición cuasi-inducida y los métodos de medición directa evaluando el efecto de la edad y el sexo del conductor sobre el riesgo del conductor de verse involucrado en un accidente de tráfico concluyó que ambos métodos produjeron los mismos patrones de asociaciones (Lardelli-Claret et al., 2011).

Nuestros resultados son consistentes con los de un estudio previo (Pulido et al., 2016) que igualmente comparó la tasa de mortalidad cruda y ajustada por exposición en conductores y evaluó el cambio del patrón de dichas tasas en función de la edad, el sexo y la zona en la que ocurrió el accidente (zona urbana *vs* zona no urbana). En nuestro análisis empleamos un enfoque similar al del estudio de Pulido y colaboradores (2016) usando también como *población a riesgo* el registro español de licencias de conductores de la DGT. Sin embargo, y a diferencia de estos investigadores, introducimos algunos cambios en el método de selección de la subpoblación de conductores no responsables. En nuestro análisis, además de considerar la mención de cualquier infracción del conductor (incluyendo la infracción de velocidad) para la asignación de la responsabilidad, consideramos adicionalmente la variable *abuso de drogas y/o alcohol*. Este modo de proceder se basó en hallazgos de un estudio previo

(Sanjurjo-de-No et al., 2021). Estos autores aplicaron una técnica de análisis no supervisado denominada SOM (*self-organizing-map*, por sus siglas en inglés) para identificar las variables que explicarían con mayor probabilidad la asignación de la responsabilidad del conductor, empleando el registro de víctimas involucradas en accidentes de la DGT. Este estudio concluye que las variables que con mayor probabilidad están involucradas en la asignación de la responsabilidad del accidente son la infracción del conductor, la infracción de velocidad y el uso de alcohol y drogas. Lo más reseñable del estudio de Sanjurjo-de-No y colaboradores (2021) es que el uso de análisis SOM permitió una asignación de la responsabilidad de tipo probabilístico, en lugar de determinista. Además, los autores de este estudio subrayan que de este modo se logra una mayor precisión de las estimaciones puntuales. Con todo, y pese a esta diferencia en la selección de la sub-población de conductores inocentes, nuestros resultados son consistentes con los hallados en el estudio de Pulido y colaboradores (2016), tanto en el sentido como en la magnitud de las diferencias de la tasa de mortalidad cruda y ajustada por exposición en conductores.

En conclusión, para obtener resultados válidos en el análisis de las tasas de mortalidad en conductores, se debe ajustar por la cantidad de exposición. Nuestros resultados sugieren que las diferencias observadas por edad y sexo en estudios previos, se explicarían en parte (o en su totalidad) por no haber ajustado la tasa de mortalidad por la cantidad de exposición.

### 7.2.2. Evolución temporal

#### Discusión de los resultados

Nuestro análisis de descomposición muestra que el componente más determinante en el descenso de la tasa de mortalidad en conductores en España desde 2004 hasta 2011 fue la disminución de la tasa de letalidad. Se observó que, en promedio para el periodo de estudio, la contribución relativa en valor absoluto de la letalidad fue mayor en comparación con la exposición y la accidentalidad. Si bien, hubo variabilidad en la contribución de cada componente según año, se halló una tendencia ascendente en el porcentaje atribuible de la letalidad, lo que soslaya este resultado de que la letalidad es el componente predominante que explicaría los cambios en las tasas de mortalidad en conductores de 2004 a 2011. Nuestro resultado es consistente con los de otros análisis de descomposición previos que hallaron que el componente de letalidad era también el que más contribuyó en las tasas de mortalidad entre conductores involucrados en accidentes de tráfico (Li et al., 2003, Cichinnio et al. 2015).

Por otro lado, las mejoras en infraestructuras y las relativas a la supervivencia de los conductores involucrados en accidentes de tráfico, en el contexto de una población de conductores que acumula cada vez conductores más longevos, probablemente representan, al menos en parte, la disminución en las tasas de mortalidad del periodo de estudio.

Nuestro análisis también muestra que el factor exposición en los conductores durante el periodo de estudio también contribuyó, aunque en menor medida, a la disminución de las tasas de mortalidad en conductores. Es reseñable que su contribución porcentual fue más estable que en los otros componentes; de modo que, a excepción del año 2005, la horquilla de variación anual no sobrepasó los cuatro puntos porcentuales entre los diferentes años del periodo de estudio. En cambio, la contribución relativa de la accidentalidad tuvo un descenso paulatino más marcado.

El hallazgo del incremento anual promedio de la accidentalidad (riesgo de colisión) en paralelo al descenso anual promedio de la exposición, podría explicarse porque los conductores denominados *de bajo kilometraje* tienden a tener mayor riesgo de colisión, posiblemente porque tienden a conducir en mayor medida por vías con más puntos de conflicto o simplemente porque optan por conducir menos debido a las deficiencias visuales u otras discapacidades funcionales asociadas a la edad, pero que a su vez están relacionadas con un mayor riesgo de colisión (Langford et al., 2008; Cichinnio et al., 2015; Hung et al., 2011; Lee et al., 2009). Este patrón era de esperar sabido que hay una tendencia constante de incremento anual de la población de conductores de franjas etarias más longevas en nuestro país (Dirección General de Tráfico, 2020).

En conclusión, nuestros resultados sugieren que la letalidad y (en un grado levemente menor) la exposición fueron los principales determinantes del

descenso de las tasas de mortalidad en España desde 2004 en conductores involucrados en accidentes de tráfico. La accidentalidad si bien mostró un discreto aumento, tuvo una repercusión más modesta en la tendencia decreciente de la tasa de mortalidad.

### 7.2.3. Diferencias de edad y género

#### Discusión de los resultados

En nuestro análisis sobre la tasa de mortalidad en conductores en función de la edad y sexo, observamos la clásica forma de U representada en los extremos por las edades más jóvenes y las edades más avanzadas. Este patrón fue más evidente para las edades más jóvenes en los conductores varones, y para las edades más avanzadas en mujeres. Varios estudios han informado un aumento en las tasas de accidentes de tráfico tanto para los conductores jóvenes como para los mayores, en comparación con los conductores de mediana edad (Evans et al., 2000; Williams and Shabanova, 2003; Braver, 2004; Langford et al., 2008, Cicchino et al., 2015). Algunos autores discuten que podría explicarse por la relación inversa entre velocidad y edad (Williams and Shabanova, 2003), por un comportamiento de riesgo (por ejemplo, conducción bajo los efectos del alcohol y otras drogas) o por la inexperiencia entre los conductores más jóvenes (Meulleners, 2006). Bajo esta premisa, los conductores de menor edad, estarían involucrados en accidentes de mayor gravedad intrínseca, al contrario que los grupos de mayor edad. En cuanto a los conductores mayores, su exceso de mortalidad generalmente se ha re-

lacionado con su capacidad reducida para hacer frente a las complejidades inherentes de la conducción, una situación asociada causalmente con tres factores que se relacionan con la edad: (i) la pérdida fisiológica de capacidades y la fragilidad relacionada con la edad (Bagdade, 2004), (ii) la pérdida patológica de capacidades derivada de enfermedades propias de la edad como la demencia y otras patologías mentales, defectos visuales y auditivos, etc., y (iii) la frecuencia de conducción bajo la influencia de las drogas que afectan las habilidades del conductor—lo que ha sido reportado con mayor frecuencia en conductores mayores (Cicchino et al., 2015).

Nuestros resultados revelan una fuerte asociación entre la tasa de letalidad de los conductores y el aumento de la edad. La asociación entre el riesgo de fallecer y la edad está fuertemente relacionada con el aumento de la mortalidad en conductores mayores, de acuerdo con varios estudios previos (Li et al., 1998; Li et al., 2003; Meuleners et al., 2006; Cicchino, 2015). Este hallazgo va en consonancia con lo que otros autores han referido como un aumento de la fragilidad asociada al envejecimiento, para los usuarios de cualquier tipo de vehículo accidentado (Li et al., 1998; Li et al., 2003; Bédard et al., 2002; Evans, 2000; Smith and Cummings, 2004; Yau, 2004; Zhang et al., 2000; Cicchino, 2015). Este incremento, además, es más acusado para el grupo de edad de más de 74 años, lo que concuerda con estudios previos que evalúan la tasa de mortalidad por tráfico en conductores de edades avanzadas y que manifiestan mayores tasas de participación en accidentes fatales, con respecto a conductores más jóvenes (Dellinger, 2002; Li et al., 2003; Meuleners et al., 2006; Cicchino et al., 2015). Además, hallamos que los conductores de más de

74 años también presentan la mayor tasa de accidentalidad. Este resultado es concordante con estudios previos en población de conductores ancianos, donde se describió un mayor riesgo de colisión (ajustado por exposición) en mayores de 80 y 85 años (Meuleners et al., 2006; Dellinger, 2002).

Las mayores tasas de accidentalidad se observan en los grupos de mayor edad y se acompañaron de bajas tasas de exposición. Las mujeres conductoras de mayor edad, en comparación con grupos de edad más jóvenes, también presentan mayores tasas de accidentalidad con bajas tasas de exposición. Algunos autores han explicado que estas diferencias en el riesgo de accidente entre grupos de edad podrían deberse a una combinación entre la exposición y los cambios en la capacidad funcional para hacer frente a determinadas situaciones de conducción que entrañan más dificultades, como las intersecciones o la conducción nocturna (Meuleners et al., 2006; Holland, 2002). Además, es bien sabido que los conductores mayores, a diferencia de los más jóvenes, acumulan sus distancias en kilómetros en viajes cortos y principalmente en áreas urbanas, donde el riesgo de verse involucrado en un accidente es intrínsecamente superior (Cicchino et al., 2015). Otro ejemplo es el tipo de vehículo que se conduce: si, por ejemplo, los conductores mayores utilizan vehículos más antiguos con mayor frecuencia (hecho intrínsecamente asociado con un mayor riesgo de colisión) en comparación con los conductores de mediana edad, se produciría una comparación sesgada entre los riesgos de colisión relacionados con la edad.

En los conductores del sexo masculino, y en comparación con las mujeres, las mayores tasas de accidentalidad se describen en los grupos de mediana

edad y edades más jóvenes, que a su vez, presentan también mayores tasas de exposición. De hecho, la tasa de exposición en conductores de edades más jóvenes fue hasta dos veces superior respecto a los conductores de edades medianas y avanzadas; y en comparación con las mujeres, fue constantemente superior en varones.

La exposición fue un factor predominante en la tasa de mortalidad de los conductores del sexo masculino, a excepción de los de edades más jóvenes y edades más avanzadas, donde el principal factor predominante fue la letalidad. La mayor contribución de la exposición y letalidad en conductores varones en todos los grupos de edad ha sido descrito por Li y col. (1998). Estos hallazgos podrían explicarse porque los varones de edad más joven están involucrados en accidentes intrínsecamente más graves, y los varones de edad más avanzada presentan mayor vulnerabilidad a las lesiones por tráfico. Por otro lado, la mayor contribución de la exposición en conductores varones hallada en nuestro estudio está en consonancia con lo descrito por otros autores (Li et al., 1998).

Considerando a ambos sexos, la exposición fue también el componente que más contribuyó en todos los estratos de edad a la disminución de la tasa de mortalidad en conductores involucrados en accidentes de tráfico, sobre todo en los menos de 65 años. La letalidad también contribuyó, aunque en menor medida, y principalmente a partir de los 65 años. La contribución predominante de la exposición en conductores de más de 55 años ha sido descrita por Dellinger y col. (2002). La contribución de la letalidad ha sido también constantemente descrita como uno de los factores que más contribuyen



a explicar los valores de las tasas de mortalidad por accidentes de tráfico en conductores (Li et al., 1998; Li et al., 2003).

#### 7.2.4. Limitaciones

Varias limitaciones en nuestro análisis de la mortalidad en conductores deben ser consideradas en la interpretación de los resultados. En primer lugar, los registros policiales de accidentes de tráfico que involucran a conductores constituyen sólo una parte de todos los accidentes. Se ha descrito en la literatura que este tipo de registros podrían subestimar los accidentes menos graves, principalmente en las zonas urbanas; y a sobreestimar los accidentes más graves, al excluirse aquellos accidentes sin víctimas o que solo produjeron daños materiales (Jiménez-Moleón et al., 2004; Lin et al., 2003; Rosman, 2001; Alsop, 2001). Ello conllevaría a un sesgo de selección que podría ser especialmente relevante en las colisiones que involucran a conductores de vehículos motorizados que se producen principalmente en zonas urbanas.

¿Cómo podría afectar este sesgo de selección a las estimaciones de nuestro estudio? En general, dado que la gravedad de las lesiones de tráfico en conductores aumenta la probabilidad de ser un accidente informado en el registro, entonces, aquellos factores asociados positivamente con el desenlace a estudio estarían sobrerrepresentados. Si suponemos que las mujeres tienen una conducta más prudente en la conducción que los varones, entonces, el ser mujer supondría participar con más frecuencia en accidentes con solo

daños materiales. En consecuencia, las mujeres involucradas en accidentes de nuestro análisis estarían infraestimadas. Lo que ocurre finalmente, es una sobreestimación de la razón de tasa de letalidad en las mujeres, que a su vez determina que la razón de tasa de letalidad en varones esté sesgada hacia el nulo, infraestimando la razón de tasas de letalidad real. De igual manera, si los conductores de mayor edad son los que tienen mayor riesgo de fallecer y de estar involucrados en accidentes, su sobrerrepresentación supondrá una subestimación de la razón de tasa de letalidad y una sobreestimación de la razón de tasa de accidentalidad.

La sobrerrepresentación de colisiones más severas en los registros policiales de accidentes de tráfico también pueden conducir a un sesgo de fragilidad (Langford et al., 2006) lo que llevaría a una sobreestimación de la razón de tasa de exposición para los conductores mayores y a una subestimación de la razón de tasa de letalidad.

En la descomposición de los factores contribuyentes para analizar la disminución de la tasa de mortalidad en conductores, el peso de la tasa de accidentalidad podría estar subestimado, mientras que el peso de la tasa de letalidad se sobreestimaría (como ya se ha señalado en el análisis de mortalidad en peatones). No obstante, las estimaciones de nuestro análisis se obtuvieron comparando un año dado  $i$  con el año de referencia  $j$ , por lo que sesgo potencial descrito en el modelo de descomposición para cualquier año  $i$  se cancelaría por un sesgo similar al compararlo con el modelo del año de

referencia. De este modo, las razones de tasas ( $i/j$ ) estarían razonablemente libres de sesgo. Si bien es cierto que tal anulación del sesgo no ocurriría si, como es plausible, la tasa de subregistro de colisiones menos severas no fue constante durante el período de estudio. Si este fuera el caso, el peso promedio del componente L % estaría subestimado, mientras que el componente A % estaría sobreestimado.

Por tanto, los resultados de nuestros modelos de descomposición serán más aplicables a las colisiones o accidentes más graves. No obstante, este hecho no debe ser tan inconveniente, pues este tipo de accidentes, los que entrañan mayor gravedad, son también los que más interesan desde la perspectiva de salud pública.

Con respecto a nuestra variable dependiente (la defunción) existe un problema con el periodo de seguimiento. El registro de accidentes con víctimas de nuestro análisis, sólo contiene los fallecidos a las 24 horas, de manera que los conductores que fallecen a partir de las 24 horas tras el accidente son, en nuestro estudio, mal clasificados como vivos, disminuyendo la magnitud de las estimaciones de letalidad. Si asumimos que los sujetos de mayor edad presentan un peor pronóstico tras sufrir una lesión de tráfico, estaríamos introduciendo un sesgo de clasificación e infraestimando el riesgo de fallecer.

En segundo lugar, cabe mencionar las limitaciones del método de exposi-

ción cuasi-inducida que han sido ampliamente señaladas en estudios previos (Gómez-Mendez and Izquierdo, 2010; Jiang et al., 2014; Jiang and Lyles, 2007, 2010). La *asignación de la responsabilidad* merece una especial consideración pues la suposición de que el conductor que cometió la infracción es responsable de la colisión puede no ser del todo válida. En nuestro estudio empleamos el enfoque original del método que hace más plausible tal asunción: en las colisiones entre dos vehículos motorizados, es mucho más probable que el conductor que cometió una infracción haya causado la colisión (es lo que denominamos como *colisiones limpias*). Asumimos que la mayoría de los conductores infractores fueron los que causaron las colisiones, mientras que la mayoría de los no infractores no las causaron. Además, para la selección de la sub-población de conductores no responsables empleamos aquellas variables del registro policial que en la literatura se han descrito como las que con mayor probabilidad tendrían la mayor influencia en la asignación de la responsabilidad (Sanjurgo-de-No et al., 2021). Si bien, no puede descartarse un sesgo de clasificación (existe un elemento de subjetividad por parte de la autoridad al registrar una infracción en el lugar del accidente), empleamos un enfoque de análisis orientado a reducir éste al mínimo.

Por otro lado, la distribución de conductores no responsables involucrados en colisiones limpias puede no reflejar el patrón real de exposición de todos los conductores en la vía (Gómez-Mendez and Izquierdo, 2010). Algunos autores han demostrado que la probabilidad relativa de no tener la culpa depende de la velocidad, la capacidad de evitación y el riesgo de lesiones (Gómez-Mendez

and Izquierdo, 2010).

También se podría plantear la hipótesis de que los conductores mayores pueden estar infra-representados debido a sus patrones de conducción más defensivos, lo que lleva a una sobre-estimación de sus tasas de mortalidad (Hakamies-Blomqvist, 1998). A su vez, parece que el método de exposición cuasi-inducida tiende a sobre-representar a los conductores jóvenes (Keall and Newstead, 2009), lo que resulta en una sub-estimación del riesgo de ser el conductor responsable en las colisiones. Otro aspecto a tener en cuenta para el grupo de edad más joven es que conducen mayoritariamente ciclomotores, que ofrecen una menor protección en caso de colisión con otro vehículo a motor, lo que conlleva un mayor riesgo de muerte.

Con respecto al género, un artículo anterior encontró que las mujeres conductoras están sobre-representadas como conductoras no responsables involucradas en accidentes de tráfico (Keall and Newstead, 2009). Esto podría conducir a una sobre-estimación de su riesgo de muerte en comparación con los hombres.

### **7.2.5. Implicaciones prácticas**

Nuevamente, desde un punto de vista práctico, nuestros resultados pueden ayudar a identificar áreas prioritarias tanto para la salud pública como para

la investigación.

Nuestro estudio identificó como tipo de usuario más frágil a los conductores mayores. El presumible aumento de la cantidad de exposición en la conducción entre conductores mayores en los próximos años, nos lleva a subrayar la necesidad de enfatizar y priorizar las estrategias dirigidas a disminuir la tasa de mortalidad en este grupo de conductores.

Las mejoras en las carreteras y en la supervivencia han sido beneficiosas para los conductores, especialmente los conductores mayores. Algunas pautas de diseño de caminos podrían haber sido especialmente útiles para los conductores mayores (Staplin et al., 1998). El aumento de la visibilidad de las señales, marcas viales y la modificación de la geometría vial en las intersecciones para mejorar la visibilidad también contribuirían a reducir la accidentalidad y letalidad en este colectivo. Se han informado reducciones en las colisiones en las intersecciones entre los conductores mayores, en comparación con conductores más jóvenes, después de implementar algunas de estas mejoras (Bagdade, 2004).

En resumen, se han logrado grandes avances en la reducción de accidentes entre conductores mayores. Sin embargo, las colisiones podrían reducirse aún más dirigiendo contramedidas focalizadas al exceso de accidentalidad y letalidad de los conductores mayores. Así para reducir la accidentalidad se

podrían dirigir medidas hacia los tipos de errores que los conductores mayores cometen con mayor frecuencia, como mirar pero no ver los vehículos que se aproximan en las intersecciones (Cicchino and McCartt, 2015). Las comunicaciones de vehículo a vehículo y de vehículo a infraestructura que alertan a los conductores sobre el tráfico que se aproxima en las intersecciones podría ser útil. Sin embargo, a medida que se reduce la brecha en el riesgo de colisión entre los conductores mayores y los conductores de mediana edad, es probable que se puedan obtener ganancias aún mayores al aumentar la capacidad de supervivencia de los ocupantes mayores en caso de colisión. Se han sistemas de calificación para ayudar a los conductores mayores a elegir vehículos que podrían ser más seguros para ellos (Office of the Federal Register, 2013). Las mejoras a los vehículos que aumentan su resistencia a los choques y un mejor acceso a los servicios médicos de emergencia pueden mejorar la capacidad de supervivencia de todos los ocupantes del vehículo.

# Capítulo 8

## Conclusiones

La tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en conductores cambia sustancialmente tras ajustar por exposición (**OE-0**):

- En la población general de conductores, el modelo de tasa de mortalidad ajustada por exposición identificó que la magnitud de la tasa aumentó con la edad, señalando el mayor exceso de mortalidad en los conductores mayores; opuestamente al modelo de tasa de mortalidad cruda que identificó este exceso en los más jóvenes.
- En la población de conductores varones (en comparación con las mujeres), el modelo de tasa de mortalidad ajustada por exposición identificó un exceso de mortalidad en la misma dirección y de menor magnitud que el modelo de tasa cruda. La diferencia en la magnitud de las tasas entre ambos modelos fue decreciendo a medida que aumentaba la edad.
- En las zonas urbanas, el modelo de tasa de mortalidad ajustada por exposición identificó un exceso de mortalidad en los conductores de



edades extremas (jóvenes y mayores); mientras el modelo crudo señaló únicamente a los más jóvenes. En zonas no urbanas, el modelo ajustado halló un exceso de mortalidad en conductores mayores, al contrario que el modelo crudo, que señaló este exceso nuevamente en los más jóvenes aunque fue de menor magnitud que en zonas urbanas.

La contribución relativa de la exposición, accidentalidad y letalidad en la disminución de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en conductores fue diferente a lo largo del periodo de estudio (**OE-1.2**):

- El componente más determinante en el descenso de la tasa de mortalidad en conductores en España desde 2004 a 2011 fue la letalidad.
- La exposición fue el segundo factor determinante en el descenso de la tasa de mortalidad en conductores. En cambio, el porcentaje atribuible de la accidentalidad (o riesgo de colisión) fue el que tuvo la menor contribución.

La contribución relativa de la exposición, accidentalidad y letalidad en la disminución de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en peatones fue diferente a lo largo del periodo de estudio (**OE-1.1**):

- El componente más determinante en el descenso de la tasa de mortalidad en peatones en España desde 1993 hasta 2011 fue la letalidad.
- La accidentalidad, o riesgo de colisión entre un peatón expuesto y un vehículo, también contribuyó aunque en menor medida al descenso de

la tasa de mortalidad en peatones. En cambio, el porcentaje atribuible de la exposición fue el que tuvo la menor contribución.

Existen diferencias en la magnitud de la asociación de la edad y el sexo con cada componente de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico (exposición, accidentalidad y letalidad) así como en la contribución relativa de estos componentes según edad y sexo, en conductores (**OE-2.2**):

- La tasa de letalidad en conductores se asoció fuertemente con el aumento de la edad.
- En los conductores de mayor edad se identificó un exceso de accidentalidad y bajas tasas de exposición, en comparación con grupos de edad más jóvenes.
- Los conductores varones más jóvenes y de mediana edad (en comparación con las mujeres), presentaron un exceso de accidentalidad. Los conductores varones también tenían un exceso de exposición y letalidad que fue decreciendo en magnitud con el incremento de la edad.
- En la población general de conductores, la exposición fue el factor más determinante en la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico en conductores, principalmente en los menores de 65 años. La letalidad también contribuyó, aunque en menor medida, y principalmente a partir de los 65 años.
- En conductores varones (en comparación con las mujeres), la exposición y la letalidad fueron los factores predominantes en la tasa de mortali-

dad. La contribución de la letalidad fue el componente más crítico en los conductores de 15 a 44 años, y de más de 74 años; mientras que la exposición lo fue de los 45 a los 74 años.

Existen diferencias en la magnitud de la asociación de la edad y el sexo con cada componente de la tasa de mortalidad por lesiones de tráfico (exposición, accidentalidad y letalidad) así como en la contribución relativa de estos componentes según edad y sexo, en peatones (**OE-2.1**):

- La tasa de mortalidad en peatones se asoció fuertemente con el aumento de la edad. El componente más determinante en el exceso de mortalidad asociado al aumento de la edad fue la letalidad.
- La cantidad de exposición aumentó con la edad a partir de los 45 años; contribuyendo a la asociación directa entre envejecimiento y la mayor tasa de letalidad en peatones.
- La tasa de accidentalidad (o riesgo de involucrarse en una colisión) se asoció inversamente con la edad.
- Los peatones varones (en comparación con las mujeres) presentaban una mayor tasa de mortalidad, aunque la fuerza de esta asociación cambió con la edad. El análisis de descomposición reveló que el fue el factor más determinante en este exceso de mortalidad en hombres fue la letalidad.
- Los peatones varones (en comparación con las mujeres) también presentaban mayor riesgo de involucrarse en una colisión, especialmente

en los grupos de edad más jóvenes.

- La mayor letalidad y accidentalidad en los peatones varones (en comparación con las mujeres) se contrarrestó parcialmente por su menor cantidad de exposición, observada para los hombres de todas las edades, excepto para los grupos de edades extremas.



# Capítulo 9

## Bibliografía

Alsop, J. and Langley, J. (2001). Under-reporting of motor vehicle traffic crash victims in New Zealand. *Accident Analysis & Prevention*, 33(3), 353-359. [https://doi.org/10.1016/s0001-4575\(00\)00049-x](https://doi.org/10.1016/s0001-4575(00)00049-x)

Avineri, E., Shinar, D., and Susilo, Y. O. (2012). Pedestrians' behaviour in cross walks: The effects of fear of falling and age. *Accident Analysis & Prevention*, 44(1):30–34.

Bagdade, J. S. (2004). Low cost intersection improvements reduce crashes for senior drivers. In *ITE 2004 Annual Meeting and Exhibit* Institute of Transportation Engineers (ITE).

Bédard, M., Guyatt, G.H., Stones, M.J., and Hirdes, J.P. (2002). The independent contribution of drivers, crash and vehicle characteristics of driver fatalities. *Accident Analysis & Prevention*, 34:717-727.

Bernhoft, I. M. and Carstensen, G. (2008). Preferences and behaviour of pedestrians and cyclists by age and gender. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, 11(2):83–95.

Braver, E. R. (2004). Are older drivers actually at higher risk of involvement

in collisions resulting in deaths or non-fatal injuries among their passengers and other road users? *Injury Prevention*, 10(1), 27-32.

Broyles, R. W., Clarke, S., Narine, L. Baker, D. R. (2001). Factors contributing to the amount of vehicular damage resulting from collisions between four-wheel drive vehicles and passenger cars. *Accident Analysis & Prevention*, 33(5), 673-678. [https://doi.org/10.1016/s0001-4575\(00\)00084-1](https://doi.org/10.1016/s0001-4575(00)00084-1)

Bureau of Transportation Statistics (1997). *Transportation Statistics Annual Report: Mortality and Access*. BTS97-01. Washington DC: U.S. Department of Transportation.

Cestac, J., Paran, F., and Delhomme, P. (2011). Young drivers' sensation seeking, subjective norms, and perceived behavioral control and their roles in predicting speeding intention: How risk-taking motivations evolve with gender and driving experience. *Safety science*, 49(3):424-432.

Chang, D. (2008). *National pedestrian crash report*. Report.

Chandraratna, S. and Stamatiadis, N. (2009). Quasi-induced exposure method: Evaluation of not-at-fault assumption. *Accident Analysis & Prevention*, 41(2), 308-313. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2008.12.005>

Cicchino, J. B. (2015). Why have fatality rates among older drivers declined? the relative contributions of changes in survivability and crash involvement. *Accident Analysis & Prevention*, 83:67-73.

Cicchino, J. B., and McCartt, A. T. (2014). Trends in older driver crash involvement rates and survivability in the United States: an update. *Accident Analysis & Prevention*, 72, 44-54.

Clifton, K. J. and Livi, A. D. (2005). Gender differences in walking behavior, attitudes about walking, and perceptions of the environment in three maryland communities. *Research on women's issues in transportation*, 2:79-88.

- Delen, D., Sharda, R. and Bessonov, M. (2006). Identifying significant predictors of injury severity in traffic accidents using a series of artificial neural networks. *Accident Analysis & Prevention*, 38(3), 434-444.
- Dellinger, A. M., Langlois, J. A., and Li, G. (2002). Fatal crashes among older drivers: Decomposition of rates into contributing factors. *American Journal of Epidemiology*, 155(3):234–241.
- Dirección General de Tráfico (2015) Estadísticas e indicadores. Disponible en: <http://www.dgt.es/es/seguridad-vial/estadisticas-e-indicadores/>.
- Dirección General de Tráfico. (2017). Las principales cifras de siniestralidad vial, España 2016. Madrid. Disponible en: <https://www.dgt.es/export/sites/web-DGT/.galleries/downloads/dgt-en-cifras/publicaciones/PrincipalesCifrasSiniestralidad/Las-principales-cifras-de-la-siniestralidad-vial-2016.pdf>.
- Dirección General de Tráfico. (2019). Las principales cifras de siniestralidad vial, España 2018. Madrid. Disponible en: <https://www.dgt.es/export/sites/web-DGT/.galleries/downloads/dgt-en-cifras/publicaciones/PrincipalesCifrasSiniestralidad/Las-principales-cifras-de-la-siniestralidad-vial-2018.pdf>.
- Dirección General de Tráfico. (2020). Avance de las principales cifras de la Siniestralidad Vial, España 2020. Madrid. Disponible en: [https://www.dgt.es/export/sites/web-DGT/.galleries/downloads/dgt-en-cifras/24h/Las-principales-cifras-2020\\_v6.pdf](https://www.dgt.es/export/sites/web-DGT/.galleries/downloads/dgt-en-cifras/24h/Las-principales-cifras-2020_v6.pdf).
- Evans, L. (2000). Risks older drivers face themselves and threats they pose to other road users. *International Journal of Epidemiology*, 29: 315–322.
- Faria, J. J., Krause, S., and Krause, J. (2010). Collective behavior in road crossing pedestrians: the role of social information. *Behavioral ecology*, 21(6):1236–1242.



- Goldstein, G. P., Clark, D. E., Travis, L. L., and Haskins, A. E. (2011). Explaining regional disparities in traffic mortality by decomposing conditional probabilities. *Injury prevention: journal of the International Society for Child and Adolescent Injury Prevention*, 17(2):84–90.
- Gómez-Mendez, L. and Izquierdo, F. A. (2010). Quasi-induced exposure: The choice of exposure metrics. *Accident Analysis & Prevention*, 42(2), 582–588. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2009.10.003>
- Haddon, W. (1972). A logical framework for categorizing highway safety phenomena and activity. *The Journal of Trauma: Injury, Infection, and Critical Care*, 12(3), 193–207. <https://doi.org/10.1097/00005373-197203000-00002>
- Haight, F.A. (1971). Indirect methods for measuring exposure factors as related to the incidence of motor vehicle traffic accidents. U.S. Department of Transportation, National Highway Traffic Safety.
- Hakamies-Blomqvist, L. (1998). Older drivers' accident risk: Conceptual and methodological issues. *Accident Analysis & Prevention*, 30(3), 293–297.
- Hemenway, D. (1998). The decomposition method. *Epidemiology*, 9(4):369–370.
- Henary, B. Y., Ivarsson, J., and Crandall, J. R. (2006). The influence of age on the morbidity and mortality of pedestrian victims. *Traffic Injury Prevention*, 7(2):182–190. doi: 10.1080/15389580500516414.
- Holland, C. and Hill, R. (2007). The effect of age, gender and driver status on pedestrians' intentions to cross the road in risky situations. *Accident Analysis & Prevention*, 39(2):224–237. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2006.07.003>

- Hoxie, R. E. and Rubenstein, L. Z. (1994). Are older pedestrians allowed enough time to cross intersections safely? *Journal of the American Geriatrics Society*, 42(3):241–244. <https://doi.org/10.1111/j.1532-5415.1994.tb01745.x>.
- Hung, W. W., Ross, J. S., Boockvar, K. S. and Siu, A. L. (2011). Recent trends in chronic disease, impairment and disability among older adults in the United States. *BMC Geriatrics*, 11(1). <https://doi.org/10.1186/1471-2318-11-47>
- Ivers, R., Senserrick, T., Boufous, S., Stevenson, M., Chen, H. Y., Woodward, M. and Norton, R. (2009). Novice Drivers' Risky Driving Behavior, Risk Perception, and Crash Risk: Findings From the DRIVE Study. *American Journal of Public Health*, 99(9), 1638-1644. <https://doi.org/10.2105/ajph.2008.150367>
- James, S. L., Lucchesi, L. R., Bisignano, C., Castle, C. D., Dingels, Z. V., Fox, J. T., Hamilton, E. B., Liu, Z., McCracken, D., Nixon, M. R., Sylte, D. O., Roberts, N. L. S., Adebayo, O. M., Aghamolaei, T., Alghnam, S. A., Aljunid, S. M., Almasi-Hashiani, A., Badawi, A., Behzadifar, M., . . . Mokdad, A. H. (2020). Morbidity and mortality from road injuries: results from the Global Burden of Disease Study 2017. *Injury Prevention*, 26(Supp 1), i46-i56. <https://doi.org/10.1136/injuryprev-2019-043302>
- Javouhey, E., Guérin, A. C. and Chiron, M. (2006). Incidence and risk factors of severe traumatic brain injury resulting from road accidents: A population-based study. *Accident Analysis & Prevention*, 38(2), 225-233.
- Jiang, X. and Lyles, R. W. (2007). Difficulties with quasi-induced exposure when speed varies systematically by vehicle type. *Accident Analysis & Prevention*, 39(4), 649-656. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2006.10.011>
- Jiang, X. and Lyles, R. W. (2010). A review of the validity of the underlying assumptions of quasi-induced exposure. *Accident Analysis & Prevention*, 42(4):1352–1358. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2010.02.016>

- Jiang, X., Lyles, R. W. and Guo, R. (2014). A comprehensive review on the quasi-induced exposure technique. *Accident Analysis & Prevention*, 65, 36-46. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2013.12.008>
- Jiménez-Mejías, E., Onieva-García, M. A., Robles-Martín, J., Martínez-Ruiz, V., Luna-del-Castillo, J. D. D. and Lardelli-Claret, P. (2014). Why has the pedestrian death rate decreased in Spain between 1993 and 2011? An application of the decomposition method. *Injury Prevention*, 20(6), 416-420. <https://doi.org/10.1136/injuryprev-2013-041129>
- Jiménez-Moleón, J. J., Lardelli-Claret, P., Dios Luna-del-Castillo, J. D., García-Martín, M., Bueno-Cavanillas, A. and Gálvez-Vargas, R. (2004). Efecto de la edad, el sexo y la experiencia de los conductores de 18 a 24 años sobre el riesgo de provocar colisiones entre turismos. *Gaceta Sanitaria*, 18(3), 166-176. <https://doi.org/10.1157/13063092>
- Keall, M. D. (1995). Pedestrian exposure to risk of road accident in new zealand. *Accident Analysis & Prevention*, 27(5):729–740.
- Keall, M. and Newstead, S. (2009). Selection of Comparison Crash Types for Quasi-Induced Exposure Risk Estimation. *Traffic Injury Prevention*, 10(1), 23-29. <https://doi.org/10.1080/15389580802383125>
- Kweon, Y. J. and Kockelman, K. M. (2003). Overall injury risk to different drivers: combining exposure, frequency, and severity models. *Accident Analysis & Prevention*, 35(4), 441-450. [https://doi.org/10.1016/s0001-4575\(02\)00021-0](https://doi.org/10.1016/s0001-4575(02)00021-0)
- Kim, J.K., Ulfarsson, G. F., Shankar, V. N., and Kim, S. (2008). Age and pedestrian injury severity in motor-vehicle crashes: A heteroskedastic logit analysis. *Accident Analysis & Prevention*, 40(5):1695–1702.
- Kim, E., Muennig, P., Rosen, Z. (2017). Vision zero: a toolkit for road safety in the modern era. *Inj Epidemiol*, 4(1):1.

- Langford, J., Methorst, R., and Hakamies-Blomqvist, L. (2006). Older drivers do not have a high crash risk—a replication of low mileage bias. *Accident Analysis & Prevention*, 38(3):574–578. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2005.12.002>
- Langford, J., Bohensky, M., Koppel, S. and Newstead, S. (2008). Do Older Drivers Pose a Risk to Other Road Users? *Traffic Injury Prevention*, 9(3), 181-189. <https://doi.org/10.1080/15389580801975632>
- Lardelli-Claret, P., Luna del Castillo, J.D., Jiménez-Moleón, J.J., Bueno-Cavanillas, A., García-Martín, M. and Gálvez-Vargas, R. (2003). Age and sex differences in the risk of causing vehicle collisions in Spain, 1990 to 1999. *Accident Analysis & Prevention*, 35(2), 261-272. [https://doi.org/10.1016/s0001-4575\(02\)00004-0](https://doi.org/10.1016/s0001-4575(02)00004-0)
- Lardelli-Claret, P., Jiménez-Moleón, J. J., de Dios Luna-del-Castillo, J., García-Martín, M., Moreno-Abril, O. and Bueno-Cavanillas, A. (2005). Comparison between Two Quasi-Induced Exposure Methods for Studying Risk Factors for Road Crashes. *American Journal of Epidemiology*, 163(2), 188-195. <https://doi.org/10.1093/aje/kwj015>
- Lardelli-Claret, P., Luna-del-Castillo, J. D. D., Jiménez-Mejías, E., Pulido-Manzanero, J., Barrio-Anta, G., García-Martín, M. and Jiménez-Moleón, J. J. (2011). Comparison of two methods to assess the effect of age and sex on the risk of car crashes. *Accident Analysis & Prevention*, 43(4), 1555-1561. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2011.03.011>
- Lardelli-Claret, P. (2013). Tema 56. Epidemiología y prevención de las lesiones por causa externa.
- Lassarre, S., Papadimitriou, E., Yannis, G., and Golias, J. (2007). Measuring accident risk exposure for pedestrians in different micro-environments. *Accident Analysis & Prevention*, 39(6):1226–1238.
- Lee, D. J., Arheart, K. L., Lam, B. L., Zheng, D., Christ, S. L., McCollister, K. E., Davila, E. P. and Caban-Martinez, A. J. (2009). Trends in Reported Visual Impairment in United States Adults. *Ophthalmic*

Epidemiology, 16(1), 42-49. <https://doi.org/10.1080/09286580802624434>

- Lenguerrand, E., Martin, J. L., Moskal, A., Gadegbeku, B., and Laumon, B. (2008). Limits of the quasi-induced exposure method when compared with the standard case-control design: Application to the estimation of risks associated with driving under the influence of cannabis or alcohol. *Accident Analysis & Prevention*, 40(3):861–868. doi:10.1016/j.aap.2007.09.027
- Li, G. and Baker, S. P. (1996). Exploring the male-female discrepancy in death rates from bicycling injury: The decomposition method. *Accident Analysis & Prevention*, 28(4):537–540.
- Li, G., Baker, S. P., Langlois, J. A., and Kelen, G. D. (1998). Are female drivers safer? An application of the decomposition method. *Epidemiology*, 9(4).
- Li, G., Braver, E.R., Chen, L.H. (2003). Fragility versus excessive crash involvement as determinants of high death rates per vehicle-mile of travel among older drivers. *Accident Analysis & Prevention*, 35: 227–235.
- Lin, M. R., Chang, S. H., Pai, L. and Keyl, P. M. (2003). A longitudinal study of risk factors for motorcycle crashes among junior college students in Taiwan. *Accident Analysis & Prevention*, 35(2), 243-252. [https://doi.org/10.1016/s0001-4575\(02\)00002-7](https://doi.org/10.1016/s0001-4575(02)00002-7)
- Lopez, D. G., Rosman, D. L., Jelinek, G. A., Wilkes, G. J., and Sprivulis, P. C. (2000). Complementing police road-crash records with trauma registry data — an initial evaluation. *Accident Analysis & Prevention*, 32(6):771–777. [https://doi.org/10.1016/s0001-4575\(99\)00130-x](https://doi.org/10.1016/s0001-4575(99)00130-x)
- Mabunda, M. M., Swart, L.A., and Seedat, M. (2008). Magnitude and categories of pedestrian fatalities in south africa. *Accident Analysis & Prevention*, 40(2):586–593.

- Martínez-Ruiz, V., Jiménez-Mejías, E., Amezcua-Prieto, C., Olmedo-Requena, R., Luna-del-Castillo, J. D. D. and Lardelli-Claret, P. (2015a). Contribution of exposure, risk of crash and fatality to explain age- and sex-related differences in traffic-related cyclist mortality rates. *Accident Analysis & Prevention*, 76, 152-158. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2015.01.008>
- Martínez-Ruiz, V. (2015b). *Epidemiología analítica de la accidentalidad en ciclistas en España*. [Tesis doctoral, Universidad de Granada]. Repositorio de tesis de la Universidad de Granada.
- Meuleners LB, Harding A, Lee AH, Legge M. (2006). Fragility and crash over-representation among older drivers in Western Australia. *Accident Analysis & Prevention*, 38(5):1006-10.
- Miguel, A. F. (2013). The emergence of design in pedestrian dynamics: Locomotion, self-organization, walking paths and constructal law. *Physics of Life Reviews*, 10(2):168–190. <https://doi.org/10.1016/j.plprev.2013.03.007>
- Milligan, C., Poapst, R., and Montufar, J. (2013). Performance measures and input uncertainty for pedestrian crossing exposure estimates. *Accident Analysis & Prevention*, 50:490–498. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2012.05.024>
- Mindell, J. S., Leslie, D. and Wardlaw, M. (2012). Exposure-Based, ‘Like-for-Like’ Assessment of Road Safety by Travel Mode Using Routine Health Data. *PLoS ONE*, 7(12), e50606. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0050606>
- Mohamed, M. G., Saunier, N., Miranda-Moreno, L. F., and Ukkusuri, S. V. (2013). A clustering regression approach: A comprehensive injury severity analysis of pedestrian–vehicle crashes in new york, us and montreal, canada. *Safety Science*, 54:27–37.
- NHTSA (1996). *Traffic safety facts 1995*. Washington DC: U.S. Department

of Transportation.

NHTSA (1997). National Occupant Protection Use Survey 1996: Controlled Intersection Study. Research Note. Washington DC: U.S. Department of Transportation.

Novoa, A. M., Perez, K., Santamarina-Rubio, E., Mari-Dell'Olmo, M., Cozar, R., Ferrando, J., Peiro, R., Tobias, A., Zori, P. and Borrell, C. (2009). Road safety in the political agenda: the impact on road traffic injuries. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 65(3), 218-225.

Office of the National Cost Estimates. National health expenditures 1988. *Health Care Financing Rev* 1990;11:1-4.

Office of the Federal Register (2013). National Highway Traffic Safety Administration, Docket No. NHTSA-2012-0180, New Car Assessment Program (NCAP) Federal Register, 78:66, National Archives and Records Administration, Washington, DC, pp. 20597-20604

OMS. (2015). Informe sobre la situación mundial de la Seguridad Vial 2015. Ginebra: Organización Mundial de la Salud. URL: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/354365>

OMS. (2018). Informe sobre la situación mundial de la Seguridad Vial 2018. Ginebra: Organización Mundial de la Salud. URL: <https://www.who.int/publications/i/item/9789241565684>

WHO. (2020). European regional status report on road safety 2019. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe. URL: <https://www.who.int/europe/publications/i/item/9789289054980>

Onieva-García, M. A., Martínez-Ruiz, V., Lardelli-Claret, P., Jiménez-Moleón, J. J., Amezcua-Prieto, C., Luna-del-Castillo, J. and Jiménez-Mejías, E. (2016). Gender and age differences in components of traffic-related pedestrian death rates: exposure, risk of crash and fatality

rate. *Injury Epidemiology*, 3(1). <https://doi.org/10.1186/s40621-016-0079-2>

Orden de 18 de febrero de 1993 por la que se modifica la estadística de accidentes de circulación. (BOE nº 47, de 24 de febrero). URL: <https://www.boe.es/boe/dias/1993/02/24/pdfs/A06016-06020.pdf>.

Orden INT/2223/2014, de 27 de octubre, por la que se regula la comunicación de la información al Registro Nacional de Víctimas de Accidentes de Tráfico. (BOE nº 289, de 29 de noviembre). URL: <https://www.boe.es/boe/dias/2014/11/29/pdfs/BOE-A-2014-12411.pdf>.

Oxley, J., Fildes, B., Ihsen, E., Charlton, J., and Day, R. (1997). Differences in traffic judgements between young and old adult pedestrians. *Accident Analysis & Prevention*, 29(6):839–847.

Pollack, K. M., Gielen, A. C., Mohd Ismail, M. N., Mitzner, M., Wu, M., and Links, J. M. (2014). Investigating and improving pedestrian safety in an urban environment. *Injury epidemiology*, 1(1):11–11.

Pulido, J., Barrio, G., Hoyos, J., Jiménez-Mejías, E., Martín-Rodríguez, M. D. M., Houwing, S., and Lardelli-Claret, P. (2016). The role of exposure on differences in driver death rates by gender and age: Results of a quasi-induced method on crash data in Spain. *Accident Analysis & Prevention*, 94, 162–167.

Redondo Calderón, J., Luna del Castillo, J., Jiménez Moleón, J., Lardelli Claret, P., and Gálvez Vargas, R. (2000). Variabilidad geográfica de la gravedad de los accidentes de tráfico en España. *Gaceta Sanitaria*, 14(1), 16–22.

Richter, E. D., Berman, T., Friedman, L. and Ben-David, G. (2006). Speed, road injury, and public health. *Annual Review of Public Health*, 27(1), 125-152. <https://doi.org/10.1146/annurev.publhealth.27.021405.102225>



- Robertson, M. D. and Drummer, O. H. (1994). Responsibility analysis: A methodology to study the effects of drugs in driving. *Accident Analysis & Prevention*, 26(2), 243-247. [https://doi.org/10.1016/0001-4575\(94\)90094-9](https://doi.org/10.1016/0001-4575(94)90094-9)
- Romero-Ortuno, R., Cogan, L., Cunningham, C. U., and Kenny, R. A. (2010). Do older pedestrians have enough time to cross roads in dublin? A critique of the traffic management guidelines based on clinical research findings. *Age and Ageing*, 39(1):80–86.
- Rosman, D. L. (2001). The Western Australian Road Injury Database (1987–1996): *Accident Analysis & Prevention*, 33(1), 81-88. [https://doi.org/10.1016/s0001-4575\(00\)00018-x](https://doi.org/10.1016/s0001-4575(00)00018-x)
- Salmi, L. R., Orriols, L. and Lagarde, E. (2014). Comparing responsible and non-responsible drivers to assess determinants of road traffic collisions: time to standardise and revisit. *Injury Prevention*, 20(6), 380-386.
- Salomon, J. A. and Murray, C. J. L. (2002). The epidemiologic transition revisited: Compositional models for causes of death by age and sex. *Population and Development Review*, 28(2):205–228.
- Sanjurjo-de-No, A., Arenas-Ramírez, B., Mira, J. and Aparicio-Izquierdo, F. (2021). Driver Liability Assessment in Vehicle Collisions in Spain. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 1475. <https://doi.org/10.3390/ijerph18041475>
- Sciortino, S., Vassar, M., Radetsky, M., and Knudson, M. M. (2005). San francisco pedestrian injury surveillance: Mapping, under-reporting, and injury severity in police and hospital records. *Accident Analysis & Prevention*, 37(6):1102–1113. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2005.06.010>
- Singleton, M., Qin, H. and Luan, J. (2004). Factors Associated with Higher Levels of Injury Severity in Occupants of Motor Vehicles That Were Severely Damaged in Traffic Crashes in Kentucky, 2000-2001. *Traffic Injury Prevention*, 5(2), 144-150. <https://doi.org/10.1080/15389580490435169>

- Smith, K.M., and Cummings, P. (2004). Passenger seating position and the risk of passenger death or injury in traffic crashes. *Accident Analysis & Prevention*, 36:257-260.
- Stamatiadis, N. and Deacon, J. A. (1997). Quasi-induced exposure: Methodology and insight. *Accident Analysis & Prevention*, 29(1), 37-52.
- Staplin, L., Lococo, K., and Byington, S. (1998). Older driver highway design handbook (No. FHWA-RD-97-135). United States. Joint Program Office for Intelligent Transportation Systems.
- Sullman, M. J. M., Gras, M. E., Font-Mayolas, S., Masferrer, L., Cunill, M., and Planes, M. (2011). The pedestrian behaviour of spanish adolescents. *Journal of Adolescence*, 34(3):531-539.
- SWOV (2015). SWOV Victims Per Seat (billion Km).
- Tarko, A. and Azam, M. S. (2011). Pedestrian injury analysis with consideration of the selectivity bias in linked police-hospital data. *Accident Analysis & Prevention*, 43(5):1689-1695.
- Tefft, B. C. (2013). Impact speed and a pedestrian's risk of severe injury or death. *Accident Analysis & Prevention*, 50:871-878.
- Thorpe, J.T. (1967). Calculating relative involvement rates in accidents without determining exposure. *Traffic Safety Res. Rev.* 11, 3-8.
- Tormo Lancero, M.T. and Chisvert Perales, M. (2011). En , Temario General de la ESTT - OEP 2011 (pp. 3-7). Grupo de Materiales Generales.
- Ulfarsson, G. F., Kim, S. and Booth, K. M. (2010). Analyzing fault in pedestrian-motor vehicle crashes in North Carolina. *Accident Analysis & Prevention*, 42(6), 1805-1813. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2010.05.001>

- Williams, A. F. and Shabanova, V. I. (2003). Responsibility of drivers, by age and gender, for motor-vehicle crash deaths. *Journal of Safety Research*, 34(5), 527-531. <https://doi.org/10.1016/j.jsr.2003.03.001>
- Yau, K.K.W. (2004). Risk factors affecting the severity of single vehicle traffic accidents in Hong Kong. *Accident Analysis & Prevention*, 36:333-340.
- Zhang, J., Lindsay, J., Clarke, K., Robbins, G., and Mao, Y. (2000). Factors affecting the severity of motor vehicle traffic crashes involving elderly drivers in Ontario. *Accident Analysis & Prevention*, 32:117-125.
- Zegeer, C. V. and Bushell, M. (2012). Pedestrian crash trends and potential countermeasures from around the world. *Accident Analysis & Prevention*, 44(1):3-11. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2010.12.007>
- Zhu, M., Zhao, S., Coben, J. H., and Smith, G. S. (2013). Why more male pedestrians die in vehicle-pedestrian collisions than female pedestrians: a decompositional analysis. *Injury prevention: journal of the International Society for Child and Adolescent Injury Prevention*, 19(4):227-231.
- Zwerling, C., Peek-Asa, C., Whitten, P.S., Choi, S.W., Sprince, N.L., Jones, M.P. (2005). Fatal motor vehicle crashes in rural and urban areas: decomposing rates into contributing factors. *Inj Prev*, 11(1):24-8.

# Capítulo 10

## Anexos

### 10.1. Anexo I

#### 10.1.1. Información del Registro de Accidentes de Tráfico con Víctimas de España

##### Información general:

- Día de la semana: (1) lunes; (2) martes; (3) miércoles; (4) jueves; (5) viernes; (6) sábado; (7) domingo.
- Tipo de día: (L) laborable; (A) anterior a festivo; (F) festivo; (P) posterior a festivo.
- Zona: (1) carretera; (2) zona urbana; (3) travesía; (4) variante.
- Red: (1) titularidad estatal; (2) titularidad autonómica; (3) titularidad provincial (diputación, cabildo o consell); (4) titularidad municipal; (5) otras titularidades.
- Siga de carretera
- Sentido: (A) ascendente; (D) descendente; (N) no especificado.
- Habitantes: (1) más de 100; (2) de 50 a 100; (3) de 5 a 50; (4) de 1 a 5; (5) menos de 1.

- Tipo de vía: (1) autopista; (2) autovía; (3) vía rápida; (4) vía convencional con carril lento; (5) vía convencional; (6) camino vecinal; (7) vía de servicio; (8) ramal de enlace; (9) otro tipo.
- Anchura de la calzada: (1) menos de 5,99 metros; (2) entre 6 y 6,99 metros; (3) de 7 metros o más.
- Anchura del carril: (1) de más de 3,75 metros; (2) de 3,25 a 3,75 metros; (3) menos de 3,25 metros.
- Marcas (viales): (1) inexistentes o borradas; (2) solo separación carriles; (3) separación carriles y bordes; (4) solo separación de bordes.
- Arcén: (1) inexistente o impracticable; (2) menor de 1,50 metros; (3) de 1,50 a 2,49 metros; (4) de 2,50 metros en adelante.
- Arcén pavimento: (S) sí; (N) no; (‘) arcén inexistente o impracticable.
- Elementos de seguridad de la vía: mediana entre calzadas, barrera de seguridad, paneles direccionales, hitos de arista, captafaros.
- Fuera intersección: (1) recta; (2) curva suave; (3) curva fuerte sin señalizar; (4) curva fuerte con señal y sin velocidad señalizada; (5) curva fuerte con señal y velocidad señalizada.
- Intersección con: (R) intersección con carretera; (C) intersección con calle.
- Tipo de intersección: (1) en T o Y; (2) en X o +; (3) enlace de entrada; (4) enlace de salida; (5) giratoria; (6) otros.
- Acondicionamiento de intersección: (1) nada espacial; (2) solo isletas o paso para peatones en vía secundaria; (3) paso para peatones o isleta en centro vía principal; (4) carril central de espera; (5) raqueta de giro izquierda; (6) otro tipo.
- Prioridad regulada por: (1) agente; (2) semáforo; (3) señal de stop; (4) señal de ceda el paso; (5) solo marcas viales; (6) paso para peatones; (7) otra señal; (8) ninguna (solo norma).
- Superficie: (1) seca y limpia; (2) umbría; (3) mojada; (4) helada; (5) nevada; (6) barrillo; (7) gravilla suelta; (8) aceite; (9) otro tipo.
- Luminosidad: (1) pleno día; (2) crepúsculo; (3) iluminación suficiente (noche); (4) iluminación insuficiente (noche); (5) sin iluminación (noche).

- Factores atmosféricos: (1) buen tiempo; (2) niebla intensa; (3) niebla ligera; (4) lloviznando; (5) lluvia fuerte; (6) granizando; (7) nevando; (8) viento fuerte; (9) otro.
- Visibilidad restringida por: (1) edificios; (2) configuración del terreno; (3) vegetación; (4) factores atmosféricos; (5) deslumbramiento; (6) polvo o humo; (7) otra causa; (8) sin restricción.
- Otra circunstancia: (1) paso a nivel; (2) estrechamiento; (3) cambio de rasante; (4) fuerte descenso; (5) firme deslizante señalizado; (6) badén; (7) escalón; (8) obras; (9) baches; (10) inundación; (11) peralte invertido; (12) fin carril lento; (13) otra; (14) ninguna.
- Señalización de peligro: (1) señalización existente; (2) señalización inexistente; (3) señalización innecesaria (no hay peligro).
- Aceras: (S) sí; (N) no.
- Árboles (metros o no en fila): indica el número de metros a los que se encuentra la fila de árboles o la palabra “No” cuando venga marcado el campo como “Sin fila de árboles”.
- Visibilidad de la señalización vertical (si existe): (1) buena; (2) deficiente; (3) nula: ( ‘ ‘ ) no existe señalización vertical.
- Tipo de accidente:
  - Colisión de vehículos en marcha: (11) frontal; (12) frontolateral; (13) lateral; (14) por alcance; (15) múltiple o en caravana.
  - Colisión vehículo con obstáculo en la calzada: (21) vehículo estacionado o averiado; (22) valla de defensa; (23) barrera de paso a nivel; (24) otro objeto o material.
  - Atropello: (31) peatón sosteniendo bicicleta; (32) peatón reparando el vehículo; (33) peatón aislado o en grupo; (34) conductor de animales; (35) animal conducido o rebaño; (36) animales sueltos.
  - Vuelco en calzada: (41) vuelco en la calzada.
  - Salida de la calzada por la izquierda: (51) choque con árbol o poste; (52) choque con muro o edificio; (53) choque con cuneta o bordillo; (54) otro tipo de choque; (55) con despeñamiento; (56) con vuelco; (57) en llano; (58) otra.

- Salida de la calzada por la derecha: (61) choque con árbol o poste; (62) choque con muro o edificio; (63) choque con cuneta o bordillo; (64) otro tipo de choque; (65) con despeñamiento; (66) con vuelco; (67) en llano; (68) otra.
- Otro tipo de accidente: (71) otro.
- Circulación: (1) fluida; (2) densa; (3) congestionada.
- Circulación bajo medidas especiales: (1) carril reversible; (2) habilitación arcén; (3) otra medida; (4) ninguna medida.
- Posibles factores concurrentes (opinión del agente): distracción; inexperiencia del conductor; alcohol o drogas; cansancio, sueño o enfermedad; velocidad inadecuada; infracción a norma de circulación; estado o condición de la vía; estado o condición de la señalización; tramo en obras; mal estado vehículo; avería mecánica; meteorología adversa; otro factor; sin opinión definida.
- Código de provincias.
- Código de las islas.

#### **Información relacionada con el vehículo:**

- Color: (AM) amarillo, (AZ) azul, (BE) beige, (BL) blanco, (GR) gris, (MA) marrón, (NA) naranja, (NE) negro, (RO) rojo, (RS) rosa, (VE) verde, (VI) violeta.
- Tipo de vehículo: (01) bicicleta o triciclo sin motor; (02) ciclomotor; (10) coche de minusválido; (11) motocicleta; (21) turismo de SP hasta 9 plazas; (22) turismo sin remolque; (23) turismo con remolque; (24) ambulancia; (30) maquinaria de obras y agrícola; (31) tractor agrícola sin remolque; (32) tractor agrícola con remolque; (41) camión (PM igual o inferior a 3500 K) sin remolque; (42) camión (PM igual o inferior a 3500 K) con remolque; (43) furgoneta; (51) camión (PM superior a 3500 K) sin remolque; (52) camión (PM superior a 3500 K) con remolque; (53) camión cisterna sin remolque; (54) camión cisterna con remolque; (55) vehículo articulado; (61) autobús de línea regular; (62) autobús escolar; (63) otro autobús; (70) tren; (80) carro; (81) otros vehículos; (90) desconocido.

- Estado del vehículo: (00) aparentemente ningún defecto; (01) neumáticos muy desgastados; (02) pinchazo o reventón; (03) pérdida de rueda; (04) luces delanteras deficientes; (05) luces traseras deficientes; (06) frenos deficientes; (07) dirección rota o defectuosa; (08) sobrecargado; (09) carga mal acondicionada; (10) otros defectos; (11) se ignora.
- Tipo de conductor: (1) profesional por cuenta propia; (2) profesional por cuenta ajena; (3) de vehículo militar; (4) de vehículo alquilado sin conductor; (5) particular; (6) se desconoce.
- Motivo de desplazamiento: (1) durante su jornada de trabajo; (2) dirigirse o regresar del lugar del trabajo; (3) salida o regreso de vacaciones; (4) salida o regreso de puentes y festivos; (5) urgencias; (6) ocio; (7) otro.
- Desplazamiento previsto: (1) local (menos de 50 Km); (2) medio (de 50 a 200 Km); (3) largo (más de 200 Km); (4) se desconoce.
- Transporte de mercancías peligrosas: (1) explosivos; (2) radioactivos; (3) inflamables; (4) otras mercancías peligrosas.
- Incendiado.
- Nacionalidad del conductor: (00) España; (01) Portugal; (02) Francia; (03) Marruecos; (04) Alemania; (05) Gran Bretaña; (06) Italia; (07) Suiza; (08) Bélgica; (09) Holanda; (10) Estados Unidos; (11) Otros países del Magreb; (12) Otros países; (13) Desconocida.
- Acción del conductor: (01) siguiendo la ruta; (02) adelantando por la derecha; (03) adelantando por la izquierda; (11) girando o saliendo hacia otra vía o acceso por la derecha; (12) girando o saliendo hacia otra vía o acceso por la izquierda; (13) girando en “U”; (21) incorporándose desde otra vía o acceso; (22) cruzando intersección; (23) estacionando o saliendo del estacionamiento; (31) circulando hacia atrás; (41) maniobra súbita para salvar obstáculo o vehículo; (42) maniobra súbita para salvar peatón aislado o en grupo; (43) brusca reducción de velocidad; (51) retención por imperativo de la circulación; (52) parado o estacionado; (61) fugado; (71) otra.

#### **Información de las personas involucradas en el accidente:**

- Identificación del vehículo o peatón (vehículo en que viajaba o peatón): (a) primer vehículo; (b) segundo vehículo...; (p) peatón.



- Posición en el vehículo: (1) conductor vehículo; (2) pasajero delantero; (3) pasajero trasero izquierdo; (4) pasajero trasero derecho; (5) pasajero trasero central; (6) conductor vehículo de dos ruedas; (7) pasajero vehículo de dos ruedas; (8) otros pasajero sentados; (9) otro pasajero de pie.
- Uso de accesorios de seguridad: (1) utilizando cinturón; (2) sistema de retención infantil; (3) utilizando casco; (4) con reflectantes (peatón); (5) ninguno; (6) se desconoce.
- Lesividad: (1) muerto; (2) herido grave; (3) herido leve; (4) ileso; (5) se ignora.
- Localización de las lesiones: (1) cabeza; (2) cara; (3) cuello; (4) pecho; (5) espalda; (6) abdomen; (7) extremidades superiores; (8) extremidades inferiores; (9) todo el cuerpo; (99) se ignora.
- Clase de permiso de conducción: se especifica clase de permiso de conducción (A1, A2, B, C, etc.), además de si el conductor no poseyese ninguna clase de permiso o licencia, o la que poseyese no autorizara a conducir el vehículo de que se trate.
- Año de expedición del permiso o licencia de conducción.
- Defecto físico previo: (0) sin defecto conocido; (1) de visión; (2) de audición; (3) de extremidades superiores; (4) de extremidades inferiores; (5) otro; (6) se ignora.
- Condiciones psicofísicas: (0) aparentemente normal; (1) alcohol sin prueba de alcoholemia; (2) alcohol con prueba positiva de alcoholemia; (3) drogas; (4) enfermedad súbita; (5) sueño o sopor; (6) cansancio; (7) preocupación; (8) se ignora.
- Edad en años.
- Sexo: (V) varón; (M) mujer; (D) desconocido.
- Horas de conducción continuada: (1) menos de 1; (2) de 1 a 3; (3) de 3 a 5; (4) más de 5; (5) se ignora.
- Infracción de peatones: (1) no respetar señal de peatones; (2) no utilizar paso para peatones; (3) no respetar señal del agente; (4) irrumpir o cruzar la vía antirreglamentariamente; (5) estar o marchar por la calzada en forma antirreglamentaria; (6) estar o marchar por el arcén en

forma antirreglamentaria; (7) subir o bajar del vehículo antirreglamentariamente; (8) otras infracciones; (9) ninguna infracción.

- Acción del peatón: (1) atravesando intersección; (2) cruzando calzada fuera de intersección; (3) en arcén por su derecha; (4) en arcén por su izquierda; (5) en calzada por su derecha; (6) en calzada por su izquierda; (7) trabajar en la calzada; (8) reparando vehículo; (9) subir o descender de un vehículo; (10) sobre acera o refugio; (11) otra.
- Infracción sobre velocidad: (1) velocidad inadecuada para las condiciones existentes; (2) sobrepasar la velocidad establecida; (3) marcha lenta entorpeciendo la circulación; (4) ninguna; (5) se ignora.
- Infracción administrativa: (1) carecer del permiso de conducción caducado; (2) permiso de conducción caducado; (3) exceso de viajeros o carga; (4) no tener efectuada la inspección técnica reglamentaria del vehículo; (5) tacógrafo no revisado; (6) ninguna de las relacionadas; (7) se ignora.
- Infracción del conductor: (01) conducción distraída o desatenta; (11) incorrecta utilización del alumbrado; (21) circular por mano contrario o sentido prohibido; (22) invadir parcialmente el sentido contrario; (23) girar incorrectamente; (24) adelantar antirreglamentariamente; (25) circular en zig-zag; (31) no mantener intervalo de seguridad; (32) frenar sin causa justificada; (41) no respetar la norma genérica de prioridad; (42) no cumplir las indicaciones de semáforo; (43) no cumplir la señal de “stop”; (44) no cumplir la señal de “ceda el paso”; (45) no respetar el paso para peatones; (46) no cumplir otra señal de tráfico o policía; (51) no indicar o indicar mal una maniobra; (52) entrar sin precaución en la circulación; (53) parado o estacionamiento prohibido o peligroso; (61) ciclistas o ciclomotoristas en posición paralela; (62) ciclista o ciclomotorista circulando fuera de pista o arcén; (71) apertura de puertas sin precaución; (81) otra infracción; (91) ninguna infracción.

## 10.2. Anexo II

### 10.2.1. Infracciones de tráfico registradas por la Dirección General de Tráfico

**Infracciones de tráfico de peatones:**

- No respetar una señal de paso de peatones
- No usar un paso de peatones
- Desobedecer las instrucciones de un agente de la policía de tránsito
- Entrar o cruzar una carretera en violación del código de tránsito
- Ocupar o viajar en una carretera en violación del código de tránsito
- Ocupar o viajar en una acera en violación del código de tránsito
- Entrar o salir del vehículo en violación del código de tránsito
- Otras infracciones

#### **Infracciones de tráfico del conductor:**

##### *Infracciones relacionadas con la velocidad*

- Velocidad inadecuada para las condiciones existentes
- Velocidad excesiva
- Conducir demasiado despacio

##### *Otras infracciones cometidas por el conductor*

- Distraído o desatento
- Uso incorrecto de las luces del vehículo
- Conducir en el carril equivocado o en la dirección equivocada
- Carril opuesto parcialmente invasor
- Giro incorrecto
- Paso ilegal
- Zig-zag
- Vulneración de la distancia mínima de seguridad entre vehículos
- Frenado injustificado

- Falta de concesión del derecho de paso
- Desobedecer un semáforo
- Desobedecer una señal de alto
- Desobedecer un signo de rendimiento
- Invasión de un paso de peatones
- Desobedecer una señal de tráfico o una señal policial
- Falta de indicación correcta de la intención
- Unir el flujo de tráfico descuidadamente
- Detenerse donde no se permite detenerse o en un lugar peligroso
- Abrir la puerta del vehículo al tráfico
- Otras infracciones

## **10.3. Anexo III**

### **10.3.1. Artículo aval de la tesis**

## Brief report

## Why has the pedestrian death rate decreased in Spain between 1993 and 2011? An application of the decomposition method

Eladio Jiménez-Mejías,<sup>1,2</sup> María Ángeles Onieva-García,<sup>3</sup> Jessica Robles-Martín,<sup>3</sup> Virginia Martínez-Ruiz,<sup>1,2</sup> Juan de Dios Luna-del-Castillo,<sup>2,4</sup> Pablo Lardelli-Claret<sup>1,2</sup>

► Additional material is published online only. To view please visit the journal online (<http://dx.doi.org/10.1136/injuryprev-2013-041129>).

<sup>1</sup>Department of Preventive Medicine and Public Health, School of Medicine, University of Granada, Granada, Spain

<sup>2</sup>Centros de Investigación Biomédica en Red de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP), Spain

<sup>3</sup>Servicio Andaluz de Salud, Consejería de Salud, Junta de Andalucía, Spain

<sup>4</sup>Department of Biostatistics, School of Medicine, University of Granada, Granada, Spain

### Correspondence to

Dr Eladio Jiménez-Mejías, Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Facultad de Medicina, Universidad de Granada, Avda. de Madrid 11, Granada 18012, Spain; [eladiojimenez@ugr.es](mailto:eladiojimenez@ugr.es)

Received 13 December 2013

Revised 15 March 2014

Accepted 16 April 2014

Published Online First

9 May 2014

### ABSTRACT

A decomposition procedure was used to estimate the percentage contributions of exposure, risk of collision and fatality to explain the decreases in pedestrian collision death rates observed in Spain from 1993 to 2011. Information was obtained from the Spanish National Institute of Statistics and the Spanish Register of Road Crashes with Victims. A quasi-induced method was used to obtain estimates of annual pedestrian exposure. Poisson regression was used to obtain age-adjusted and sex-adjusted estimates of the mean annual percentage decrease in pedestrian death rates attributable to exposure, collision and fatality; these values were +2.28%, -45.86% and -51.86%, respectively. The results suggest that the decrease in fatality rates and, to a lesser extent, collision rates were the most important determinants of the reduction in pedestrian collision death rates, whereas the contribution of exposure was irrelevant.

### INTRODUCTION

As in many other developed countries,<sup>1-3</sup> pedestrian death rates (PDR: annual number of pedestrian deaths after a collision with a vehicle divided by total population) have decreased sharply in Spain in recent decades. Theoretically, this decrease may be explained by changes in three components: the exposure rate of pedestrians to being struck by a vehicle, the collision rate of exposed people and the fatality rate of pedestrians involved in collisions. Determining the relative contributions of each of these components to the decrease in PDR may be useful to prioritise the best strategies to maintain the decreasing trend. Decomposition models have frequently been used to determine the relative contributions of the three components identified above to differences in death rates between subgroups of people,<sup>4-7</sup> but to our knowledge, this analysis has not yet been used to explain changes in the temporal trends of death rates. The objective of the present study is to determine the percentage contribution of changes in exposure, risk of collision and fatality to the decreases in PDR in Spain from 1993 to 2011.

### METHODS

We carried out an ecological study using two sources of information: (i) the Spanish National Institute of Statistics, which provided estimates of the total Spanish population in each year from 1993 to 2011 ( $P_{i \text{ year}}$ ) by age group (<14, 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, 65-74, 75-84,

>84 years old) and sex;<sup>8</sup> and (ii) the Spanish Register of Road Crashes with Victims (a police-based register including information about all road crashes with victims in Spain, as described previously).<sup>9</sup> From this source, we collected data for the annual number of pedestrian collisions and deaths that occurred within the first 24 h after the collision ( $D_{i \text{ year}}$ ) by subgroups of pedestrians according to age and sex. The commission of infractions by the drivers and the pedestrians involved in the collision are coded in the register (both types of infraction are listed in web appendix 1). Then we defined three groups of pedestrians: (i) all pedestrians involved in collisions (P1;  $n=220\ 665$ ); (ii) pedestrians involved in collisions with one or more vehicles for which information about the commission of infractions by both the pedestrian and/or the driver of the vehicles were recorded (P2;  $n=154\ 570$ ) and (iii) non-infractor pedestrians involved in collisions between one pedestrian and one vehicle in which the driver of the vehicle committed an infraction (P3;  $n=39\ 743$ ). In accordance with quasi-induced exposure methods,<sup>10-11</sup> we assumed that the size and distribution of this last set of pedestrians (P3) reflect the size and distribution of the entire exposed population (ie, innocent people at risk of being passively hit by a vehicle simply because they share the same space). Therefore, the changes observed in the size and distribution of this subgroup of innocent pedestrians during the study period were assumed to resemble the changes in the size and distribution of the exposed population during the study period.

### Analysis

In accordance with conventional decomposition procedures,<sup>5-12</sup> the PDR for a given year ( $PDR_{i \text{ year}}$ ) can be expressed as the product of three components:

$$PDR_{i \text{ year}} = \text{Exposure rate}_{i \text{ year}} \times \text{Crash rate}_{i \text{ year}} \times \text{Fatality rate}_{i \text{ year}} \quad (1)$$

In equation (1), the exposure rate expresses the amount of exposure accumulated during that year by the population (exposure/population), the crash rate expresses the number of collisions among exposed people (number of pedestrians involved in collisions/total amount of exposure in the population) and the fatality rate expresses the number of pedestrian deaths among pedestrians involved in collisions (pedestrian deaths/pedestrians involved in



CrossMark

To cite: Jiménez-Mejías E, Onieva-García María A, Robles-Martín J, et al. *Inj Prev* 2014;20:416-420.

## Brief report

a collision). By dividing expression (1) for year  $i$  by the same expression (1) for a reference year ( $j$ ), we obtain the following equation:

$$\frac{PDR_{i\text{year}}}{PDR_{j\text{year}}} = \frac{\text{Exposure rate}_{i\text{year}}}{\text{Exposure rate}_{j\text{year}}} \times \frac{\text{Crash rate}_{i\text{year}}}{\text{Crash rate}_{j\text{year}}} \times \frac{\text{Fatality rate}_{i\text{year}}}{\text{Fatality rate}_{j\text{year}}} \quad (2)$$

In the present study, we used 1993 as the reference year ( $j$ ). Therefore, equation (2) makes it possible to decompose the increase or decrease in PDR in year  $i$  compared with 1993 (ie, the pedestrian death rate ratio:  $PDRR_{i\text{year}}$ ) as the product of its three components: change in the exposure rate (ie, the exposure rate ratio:  $ERR_{i\text{year}}$ ), change in the crash rate (ie, the crash rate ratio:  $CRR_{i\text{year}}$ ) and change in the fatality rate (ie, the fatality rate ratio:  $FRR_{i\text{year}}$ ). Equation (2) can accordingly be rewritten as follows:

$$PDRR_{i\text{year}} = ERR_{i\text{year}} \times CRR_{i\text{year}} \times FRR_{i\text{year}} \quad (3)$$

From the information collected in our study, we directly obtained two terms in equation (3):

$$\begin{aligned} PDRR_{i\text{year}} &= (D_{i\text{year}}/D_{1993}) / (P_{i\text{year}}/P_{1993}) \\ FRR_{i\text{year}} &= (D_{i\text{year}}/D_{1993}) / (P_{i\text{year}}/P_{1993}) \end{aligned}$$

Regarding  $CRR_{i\text{year}}$ , the appropriate expression is

$$CRR_{i\text{year}} = (P_{1993}/P_{i\text{year}}) / (\text{amount of exposure}_{i\text{year}}/\text{amount of exposure}_{1993}).$$

We have no direct measure of the amount of pedestrian exposure in each year of our study period. However, if (as noted above) the size and distribution of  $P_3$  reflects of the size and distribution of exposed pedestrians in each year, we can assume that

$$\begin{aligned} \text{amount of exposure}_{i\text{year}}/\text{amount of exposure}_{1993} \\ \approx P_{3i\text{year}}/P_{31993} \end{aligned}$$

therefore

$$CRR_{i\text{year}} \approx (P_{1993}/P_{i\text{year}}) / (P_{3i\text{year}}/P_{31993}) \quad (4)$$

The above expression would be correct if there were no changes in the reporting rate of infractions during the study period. However, we are aware that this is not true: some Spanish provinces have reduced the number of reported infractions or even failed to report infractions committed by pedestrians from a certain year onward. Therefore, changes in  $P_{3i\text{year}}/P_{31993}$  from 1 year to another may reflect not only actual changes in exposure rates, but also changes in reporting rates. To correct for this bias, we replaced the estimate of  $CRR_{i\text{year}}$  in equation (4) with the following expression:

$$CRR_{i\text{year}} \approx (P_{2i\text{year}}/P_{21993}) / (P_{3i\text{year}}/P_{31993}). \quad (5)$$

As described above,  $P_2$  is the subset of pedestrians involved in collisions for which information was recorded about the commission of infractions by the pedestrian, the driver of the vehicle(s) or both. Because the magnitude of the quotient  $P_{2i\text{year}}/P_{21993}$  is affected by the same bias as the quotient  $P_{3i\text{year}}/P_{31993}$ , the two types of bias are cancelled in expression (5). This makes it possible to obtain an unbiased estimate of  $CRR_{i\text{year}}$ .

In order to adjust our estimates in equation (3) by changes in the age and sex distribution of the Spanish population during

the study period, the estimates of  $PDRR_{i\text{year}}$ ,  $FRR_{i\text{year}}$  and  $CRR_{i\text{year}}$  were obtained after fitting the corresponding Poisson regression models, including age, sex and year (using 1993 as the reference) as independent categorical terms. Each model allowed us to obtain the corresponding adjusted rate ratio (and its 95% CI) for each year of the study period compared with 1993. Finally, we used an indirect approach to obtain  $ERR_{i\text{year}}$  estimates with the following simple algebraic expression derived from equation (3):

$$ERR_{i\text{year}} = PDRR_{i\text{year}} / (CRR_{i\text{year}} \times FRR_{i\text{year}}). \quad (6)$$

A bootstrapping procedure with 1500 repetitions was used to obtain 95% CIs for  $ERR_{i\text{year}}$ . In a second step, we refitted the three Poisson regression models with year as a continuous variable in order to estimate the adjusted mean annual values for each of the three rate ratios during the period from 1993 to 2011:  $PDRR_m$ ,  $CRR_m$  and  $FRR_m$ . We again used equation (6) to obtain the estimated mean annual ERR ( $ERR_m$ ), and bootstrapping to obtain its 95% CI. We then converted these values into their natural logarithms:

$$\begin{aligned} \%E &= [\ln(ERR_m) / \{[\ln(ERR_m)] + [\ln(CRR_m)] + [\ln(FRR_m)]\}] \times 100 \\ \%C &= [\ln(CRR_m) / \{[\ln(ERR_m)] + [\ln(CRR_m)] + [\ln(FRR_m)]\}] \times 100 \\ \%F &= [\ln(FRR_m) / \{[\ln(ERR_m)] + [\ln(CRR_m)] + [\ln(FRR_m)]\}] \times 100 \end{aligned}$$

In the above equations, %E, %C and %F are the adjusted (by age and sex) percentage of  $PDRR_m$  (to which we assigned the value of -100%) attributable to changes in exposure, risk of crash and fatality, respectively. A bootstrapping procedure with 5000 repetitions was again used to obtain 95% CIs for these three percentages.

Finally, a sensitivity analysis was done to obtain a range of plausible values for each of the three percentages. With Poisson regression models, we obtained  $CRR_m$  and  $FRR_m$  estimates separately for each month of the year. (We assumed that this variable would be related mainly to exposure rate, which is the only one of the three components that was not directly measured in our study.) We then obtained 12  $CRR_m$  and  $FRR_m$  estimates. Keeping the value of  $PDRR_m$  constant, we obtained the corresponding values of  $CRR_m$  with equation (6). For each component, we used the highest and lowest values in its corresponding range of values.

All analyses were done with Stata V.12.0 software.<sup>13</sup>

## RESULTS

The numbers of  $P_1$ ,  $P_2$ ,  $P_3$  and  $D$  for each year included in the study period are shown in web appendix 2. Table 1 shows the crude PDR (per 100 000 population) and the fatality rate (per 100 pedestrians involved in collisions), as well as the corresponding crude  $PDRR_{i\text{year}}$  and  $FRR_{i\text{year}}$  (the two rate ratios that could be directly obtained from our data set), using 1993 as the reference. The crude PDR rate for 2011 showed a 67% decrease compared with 1993. The corresponding decrease in fatality rate was 54%. Table 2 and figure 1 show the values adjusted by age and sex of  $PDRR_{i\text{year}}$ ,  $ERR_{i\text{year}}$ ,  $CRR_{i\text{year}}$  and  $FRR_{i\text{year}}$ . With the exception of  $ERR_{i\text{year}}$ , all values showed a decreasing trend throughout the study period. The age-adjusted and sex-adjusted values of the rate ratios of 2011 compared with 1993 showed a decrease of 71% in PDR, an increase of 12% in the exposure rate, a decrease of 42% in the crash rate and a decrease of 56% in the fatality rate.

The value of the adjusted  $PDRR_m$  was 0.939 (95% CI 0.936 to 0.943), which means that on average PDR decreased 6.1%

## Brief report

**Table 1** Crude values of annual pedestrian death rates (PDR) per 100 000 population, pedestrian death rate ratios (PDRR= $PDR_{i\text{ year}}/PDR_{1993}$ ), fatality rates (per 100 pedestrians involved in crashes) and fatality rate ratios (FRR= $FRR_{i\text{ year}}/FRR_{1993}$ ), Spain, 1993–2011

Year	PDR (×100 000)	PDRR	Fatality rate (×100)	FRR
1993	2.06	1.00	6.26	1.00
1994	1.86	0.91	5.64	0.90
1995	1.84	0.90	5.62	0.90
1996	1.81	0.88	5.56	0.89
1997	1.75	0.85	5.36	0.86
1998	1.85	0.90	5.66	0.90
1999	1.67	0.81	5.46	0.87
2000	1.59	0.77	5.67	0.91
2001	1.62	0.79	5.55	0.89
2002	1.44	0.70	5.19	0.83
2003	1.41	0.69	5.27	0.84
2004	1.22	0.59	4.78	0.76
2005	1.23	0.60	4.89	0.78
2006	1.10	0.54	4.41	0.70
2007	1.04	0.51	4.36	0.70
2008	0.85	0.41	3.61	0.58
2009	0.79	0.39	3.44	0.55
2010	0.80	0.39	3.46	0.55
2011	0.67	0.33	2.89	0.46

each year during the study period. The corresponding adjusted values fitted for  $ERR_m$ ,  $CRR_m$  and  $FRR_m$  were 1.001 (0.999 to 1.004), 0.970 (0.969 to 0.971) and 0.967 (0.963 to 0.970), respectively. The adjusted values of %E, %C and %F that explain the mean annual decrease in PDR were  $-51.86\%$  for fatality (95% CI  $-53.89\%$  to  $-49.74\%$ ),  $-45.86\%$  ( $-48.15\%$  to  $-43.57\%$ ) for the risk of crash and  $+2.28\%$  (2.16% to 2.42%) for pedestrian exposure. Sensitivity analysis yielded the following range of values for each component:  $-34.54\%$  to

$-52.33\%$  for %F;  $-34.54\%$  to  $-52.91\%$  for %C and  $-14.65\%$  to  $+15.00\%$  for %E.

## DISCUSSION

Our decomposition analysis shows that the most important determinant of the decrease in PDR in Spain from 1993 to 2011 was the decrease in fatality rates. Although part of this decrease may be the result of bias (related with a steady increase in the coverage of crashes involving pedestrians in the Spanish DGT register), this result is in agreement with previous decomposition analyses that showed that the fatality component was also the one that explained sex-related differences in mortality rates in different subtypes of road crashes, including those involving pedestrians.<sup>4 6 7</sup> Our analysis also shows that the reduction in the risk of collision between an exposed pedestrian and a vehicle also contributed, although to a slightly lesser extent, to the decrease in PDR. In contrast, the weight of changes in pedestrians' exposure during the study period made a smaller contribution to the downward trend in PDR.

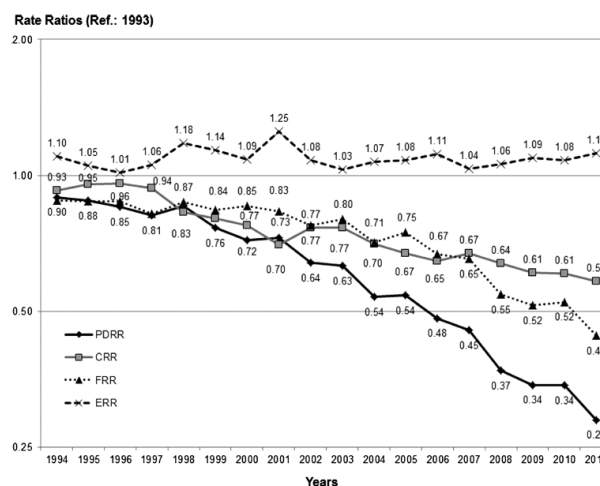
No predictive value should be inferred from our results: we provide empirical evidence to explain past changes in PDR, but our findings cannot be used to predict future trends in PDR. It is nonetheless conceivable that further improvements in both the fatality and the crash rates (the main components of the observed decrease in PDR) can be achieved through measures that are currently not widespread in most Spanish cities (eg, reducing the speed limit in urban areas, lengthening traffic light times for crossing, building median strips to facilitate crossing two-lane roads or increasing the availability of pedestrian streets). Furthermore, our results are especially important for future scenarios in which a (desirable) increase in pedestrian exposure should be counterbalanced with measures aimed at providing a safe environment for walking.<sup>2 14</sup>

Several limitations of our study should be considered in interpreting the results. First, police records of collisions involving pedestrians comprise only a part of all such collisions and cover mainly those that result in severe injuries or death. Therefore, in

**Table 2** Adjusted estimates and 95% CIs of annual pedestrian death rate ratios (PDRR<sub>i year</sub>), exposure rate ratios (ERR<sub>i year</sub>), crash rate ratios (CRR<sub>i year</sub>) and fatality rate ratios (FRR<sub>i year</sub>), Spain, 1993–2011

Year	PDRR		ERR		CRR		FRR	
	1	95% CI	1	95% CI	1	95% CI	1	95% CI
1993	1	Reference	1	Reference	1	Reference	1	Reference
1994	0.90	0.81 0.99	1.10	1.02 1.19	0.93	0.90 0.95	0.88	0.80 0.97
1995	0.88	0.80 0.97	1.05	0.97 1.14	0.95	0.93 0.98	0.88	0.79 0.97
1996	0.85	0.77 0.94	1.01	0.94 1.10	0.96	0.93 0.99	0.88	0.79 0.97
1997	0.81	0.74 0.90	1.06	0.98 1.13	0.94	0.91 0.97	0.82	0.74 0.91
1998	0.85	0.77 0.94	1.18	1.10 1.27	0.83	0.81 0.85	0.87	0.79 0.96
1999	0.76	0.69 0.85	1.14	1.05 1.23	0.80	0.78 0.83	0.84	0.76 0.93
2000	0.72	0.65 0.80	1.09	1.00 1.17	0.77	0.75 0.80	0.85	0.77 0.95
2001	0.73	0.66 0.81	1.25	1.16 1.35	0.70	0.68 0.72	0.83	0.75 0.92
2002	0.64	0.58 0.71	1.08	1.00 1.17	0.77	0.74 0.79	0.77	0.70 0.86
2003	0.63	0.57 0.70	1.03	0.95 1.12	0.77	0.74 0.79	0.80	0.72 0.89
2004	0.54	0.48 0.60	1.07	0.99 1.16	0.70	0.68 0.73	0.71	0.64 0.79
2005	0.54	0.49 0.61	1.08	1.00 1.16	0.67	0.65 0.69	0.75	0.67 0.83
2006	0.48	0.43 0.54	1.11	1.03 1.20	0.65	0.63 0.67	0.67	0.60 0.75
2007	0.45	0.40 0.51	1.04	0.96 1.12	0.67	0.65 0.69	0.65	0.58 0.73
2008	0.37	0.33 0.42	1.06	0.98 1.14	0.64	0.62 0.66	0.55	0.48 0.62
2009	0.34	0.30 0.39	1.09	1.02 1.18	0.61	0.59 0.63	0.52	0.45 0.58
2010	0.34	0.30 0.39	1.08	1.00 1.16	0.61	0.59 0.62	0.52	0.46 0.59
2011	0.29	0.25 0.33	1.12	1.04 1.21	0.58	0.57 0.60	0.44	0.39 0.50

**Figure 1** Values adjusted by age and sex for pedestrian death rate ratio and its three component crash, fatality and exposure rates ratios in Spain from 1994 to 2011 compared with 1993. PDRR, pedestrian death rate ratio; CRR, crash rate ratio; FRR, fatality rate ratio; ERR, exposure rate ratio. Some point estimates and all 95% CIs have been omitted for the sake of clarity.



the decomposition model for a given year  $i$ , the weight of the collision rate will be underestimated, whereas the weight of the fatality rate will be overestimated. This decomposition model should therefore not be considered valid for all pedestrian collisions, but only for the most severe ones. However, our final decomposition models were obtained by comparing the decomposition model for a given year  $i$  with the decomposition model for reference year  $j$ , and as a result this potential bias in the decomposition model for any year  $i$  is cancelled by similar bias in the model for the reference year. The decomposition model for the rate ratios ( $i/j$ ) would therefore be reasonably free from bias. However, no such cancellation would occur if, as is plausible, the rate of underreporting of less severe collisions decreased during the study period. If this were the case, the mean weight of the %F component would be underestimated, whereas the %C component would be overestimated.

A second set of limitations—derived from features inherent to quasi-induced methods—have been extensively discussed in previous papers.<sup>10–11</sup> With regard to our specific analysis of collisions involving pedestrians, the assumption that the size and distribution of the set of innocent pedestrians is proportional to the size and distribution of pedestrian exposure in the entire population may be controversial. However, the best way to assess pedestrians' exposure is also controversial.<sup>15–16</sup> Usual measurements based on surveys that assess mean times or distances walked do not reflect the real time or distance at risk, which would be limited to the time during which a pedestrian shares the same space that vehicles could occupy (ie, while crossing or walking along a roadway). In an extreme situation, the true exposure rate for a person who uses exclusively pedestrian-only streets would approach zero. From this perspective, the subset of innocent pedestrians identified as exposed in the quasi-induced approach may better reflect those people actually exposed to the risk of being hit by a vehicle.

Third, with regard to the decomposition procedure, the three components of PDR in equation (1) (and hence in equation 3) are clearly not mathematically independent, although this would have been a desirable characteristic. This fact may partially explain the 'symmetrical' patterns of  $ERR_{i\text{ year}}$  and  $CRR_{i\text{ year}}$  seen in figure 1. Finally, when we introduced year as a

continuous variable in the second set of Poisson models, we assumed a constant annual rate of change for all rate ratios throughout the study period. Although this may be an acceptable approximation for  $PDRR_{i\text{ year}}$ ,  $FRR_{i\text{ year}}$  and  $CRR_{i\text{ year}}$  (see figure 1), it is not appropriate for  $CRR_{i\text{ year}}$ , which showed a sawtooth pattern. Therefore, our values for %F, %C and especially %E should be viewed as 'average annual estimates'.

In conclusion, and with due regard for the caveats that apply with our methodology, our results suggest that decreases in fatality rate and (to a slightly lesser extent) crash rate were the main determinants of the sharp decrease in PDR in Spain since 1993. In addition, although we used a direct measure of pedestrians' exposure, the indirect quasi-induced approach suggests that despite a modest increase in exposure during the study period, its repercussion on the decreasing trend in PDR was small.

#### What is already known on this subject?

- ▶ As in many other developed countries, pedestrian death rates have decreased sharply in Spain in the last 18 years.
- ▶ The decomposition method has frequently been used to determine the relative contribution of exposure rate, collision rate and fatality rate to explain differences in death rates between subgroups of people (eg, car drivers or cyclists). However, this analysis has not been yet used to explain changes in temporal trends in pedestrian death rates.

#### What this study adds?

- ▶ This study determined the percentage contributions of changes in exposure, risk of collision and fatality to the decrease in pedestrian death rates in Spain from 1993 to 2011.
- ▶ The most important determinant of the decrease in pedestrian death rates in Spain from 1993 to 2011 was the decrease in fatality rates.



## Brief report

**Acknowledgements** We thank the Dirección General de Tráfico of Spain for allowing access to their database of traffic accidents with victims and K Shashok for improving the use of English in the manuscript.

**Contributors** EJ-M: data analysis and interpretation, drafting the article and final revision. MÁ O-G and JR-M: work with the database, analysis and interpretation. VM-R: data interpretation, drafting the article and final revision. JdDL-d-C: data analysis and interpretation, critical review and final approval of the manuscript. PL-C: conception and design the study, drafting the article and final revision.

**Funding** This work was partially supported by the Ministry of Education of Spain (grant number AP2012-1975), by the Ministry of Economy (Instituto de Salud Carlos III: Subprograma de proyectos de investigación en salud 2013 (grant number PI13/01584)) and by FEDER Funds.

**Competing interests** None.

**Ethics approval** ID injuryprev-2013-041129.

**Provenance and peer review** Not commissioned; externally peer reviewed.

## REFERENCES

- 1 Yannis G, Papadimitriou E, Evgenikos P. About pedestrian safety in Europe. *Adv Transport Stud* 2011;24:5–14.
- 2 Zeeger CV, Bushell M. Pedestrian crash trends and potential countermeasures from around the world. *Accid Anal Prev* 2012;44:3–11.
- 3 Chang D. National Pedestrian Crash Report. 2008. Washington: National Center for Statistics and Analysis. National Highway Traffic Safety Administration. U.S. Department of Transportation, 2008.
- 4 Li G, Baker SP, Langlois JA, et al. Are female drivers safer? An application of the decomposition method. *Epidemiology* 1998;9:379–84.
- 5 Dellinger AM, Langlois JA, Li G. Fatal crashes among older drivers: decomposition of rates into contributing factors. *Am J Epidemiol* 2002;155:234–41.
- 6 Li G, Baker SP. Exploring the male-female discrepancy in death rates from bicycling injury: the decomposition method. *Accid Anal Prev* 1996;28:537–40.
- 7 Zhu M, Zhao S, Coben JH, et al. Why more male pedestrians die in vehicle-pedestrian collisions than female pedestrians: a decompositional analysis. *Inj Prev* 2013;19:227–31.
- 8 Spanish Institute of Statistics. Cifras de población y censos demográficos. Estimaciones intercensales de población. (<http://www.ine.es/>) (accessed 3 Nov 2013).
- 9 Lardelli-Claret P, Luna-del Castillo JD, Jiménez-Moleón JJ, et al. Age and sex differences in the risk of causing vehicle collisions in Spain, 1990 to 1999. *Accid Anal Prev* 2003;35:261–72.
- 10 Lardelli-Claret P, Jiménez-Moleón JJ, Luna-del-Castillo JD, et al. Comparison between two quasi induced exposure methods for studying risk factors for road crashes. *Am J Epidemiol* 2006;163:188–95.
- 11 Lenguerrand E, Martin JL, Moskal A, et al. Limits of the quasi-induced exposure method when compared with the standard case-control design. Application to the estimation of risks associated with driving under the influence of cannabis or alcohol. *Accid Anal Prev* 2008;40:861–8.
- 12 Goldstein GP, Clark DE, Travis LL, et al. Explaining regional disparities in traffic mortality by decomposing conditional probabilities. *Inj Prev* 2011;17:84–90.
- 13 Stata Corporation. Stata Statistical Software (Computer Program), Release 12.0., College Station, TX: Stata Corporation, 2011.
- 14 Romero-Ortuno R, Cogan L, Cunningham CU, et al. Do older pedestrians have enough time to cross roads in Dublin? A critique of the Traffic Management Guidelines based on clinical research findings. *Age Ageing* 2010;39:80–6.
- 15 Keall MD. Pedestrian exposure to risk of road accident in New Zealand. *Accid Anal Prev* 1995;27:729–40.
- 16 Lassarre S, Papadimitriou E, Yannis G, et al. Measuring accident risk exposure for pedestrians in different micro-environments. *Accid Anal Prev* 2007;39:1226–38.

## Brain trauma prevalent in US football

The National Football League now agrees that about a third of retired players will develop long-term cognitive problems as a result of head injuries sustained while playing. About 5000 former players sued the league, alleging that it had hidden the dangers of concussions from them. The suit resulted in a large compensation package. Still unresolved, however, are disputes over how the estimates were determined, that is, the validity of the methods used. The National Football League insists that the sample was chosen to overestimate the number of injuries to fit the amount of compensation being claimed. Although it seems the sides did use different methods for their estimates, in the end the difference was only about 5%.