

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

José Juan Jiménez-Moleón^a / Pablo Lardelli-Claret^a / Juan de Dios Luna-del-Castillo^b / Miguel García-Martín^a / Aurora Bueno-Cavanillas^a / Ramón Gálvez-Vargas^a

^aDepartamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Universidad de Granada. Granada.

^bDepartamento de Estadística e Investigación Operativa. Universidad de Granada. Granada. España.

Este estudio ha sido parcialmente financiado por una beca del Fondo de Investigaciones Sanitarias (PI02/0707)

Correspondencia: Pablo Lardelli-Claret. Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública. Facultad de Farmacia. Campus de Cartuja, s/n. 18071 Granada. España.
Correo electrónico: lardelli@ugr.es

Recibido: 27 de mayo de 2003.
Aceptado: 15 de febrero de 2004.

(The effect of age, sex, and experience on the risk of causing a car collision in drivers aged 18-24 years old)

Resumen

Objetivo: Cuantificar el efecto independiente de la edad, el sexo y la experiencia de los conductores de 18 a 24 años sobre el riesgo de verse activamente involucrados en una colisión entre turismos en España, en un estudio realizado entre 1990 y 1999.

Métodos: Se ha realizado un estudio de casos y controles emparejados a partir de la información contenida en el Registro de accidentes de tráfico con víctimas de la Dirección General de Tráfico. La población de estudio estuvo constituida por los conductores involucrados en aquellas colisiones entre turismos en las que sólo uno de los conductores implicados cometió alguna infracción. Los conductores infractores constituyeron el grupo de casos, y los no infractores implicados en la misma colisión, sus controles emparejados. Tras excluir los casos con información faltante o inconsistente, se dispuso de un total de 123.586 casos y 140.482 controles. Se calculó la *odds ratio* (OR) cruda y ajustada para cada combinación de la edad del conductor (entre 18 y 24 años), el sexo y los años de antigüedad del permiso (entre 0 y 7).

Resultados: En general, las estimaciones de la OR de los varones fueron superiores a las de las mujeres de igual edad y antigüedad. En los varones se observa que, para cualquier edad, las OR crudas y ajustadas disminuyen significativamente a medida que aumenta el número de años de antigüedad del permiso. En las mujeres se apreció una tendencia similar, aunque con menor claridad. Tras ajustar por el efecto de la experiencia, la edad del conductor no parece estar asociada con el riesgo de verse activamente implicado en la colisión.

Conclusiones: El presente estudio confirma la importancia que tiene la inexperiencia como factor responsable del exceso de accidentalidad en los conductores jóvenes, por encima del efecto atribuible a la edad en sí misma.

Palabras clave: Accidentes. Tráfico. Riesgo. *Odds ratio*. Edad. Sexo. Experiencia.

Abstract

Objective: To assess the separate effects of age, sex, and experience on the risk of drivers aged 18-24 years being actively involved in a car collision in Spain from 1990 to 1999.

Methods: For this matched case-control study, data were obtained from the Spanish Register of Traffic Crashes with Victims held by the General Directorate of Transport. The study population comprised all drivers involved in car collisions in which only one of the drivers committed a traffic infraction. Drivers who committed infractions constituted the case group while non-infracting drivers involved in the same collision were their corresponding matched controls. Drivers with incomplete or inconsistent data were excluded and a total of 123 586 cases and 140 482 controls was studied. Crude and adjusted (for the effect of potential confounders) odds ratio (OR) were obtained for each combination of driver age (from 18 to 24 years old), sex and years in possession of a driving license (from 0 to 7).

Results: For each category of age and years in possession of a driving license, OR estimates for men were usually higher than those for women. In men, crude and adjusted OR significantly decreased with increasing number of years in possession of a driving license for each age group. A similar but less clear trend was also observed for female drivers. After adjustment for the effect of the number of years in possession of a driving license, driver age did not seem to be strongly associated with the risk of being actively involved in a car collision.

Conclusions: Our results suggest that the effect of inexperience is more important than that of age in explaining the higher risk of being involved in a traffic crash in the youngest drivers.

Key words: Accidents. Traffic. Risk. Odds ratio. Age. Sex. Experience.

Introducción

Los conductores más jóvenes presentan un elevado riesgo de sufrir accidentes de tráfico (AT) por unidad de exposición¹⁻⁶. Indudablemente, una de las razones que puede justificar este hecho es la inexperiencia en la conducción, un factor clásicamente asociado con un mayor riesgo de sufrir o provocar un AT, especialmente entre los conductores noveles^{1,7-11}. Sin embargo, no son demasiados los estudios enfocados a diferenciar, entre los conductores de menor edad, el efecto independiente de juventud (como marcador de la adopción de conductas que entrañan un mayor riesgo de AT)¹² e inexperiencia, quizá por la dificultad para separar 2 factores tan estrechamente enlazados: podría decirse que, por definición, los conductores más jóvenes son forzosamente los más inexpertos. Por lo demás, los estudios realizados con este propósito no han obtenido siempre resultados consistentes: mientras algunos de ellos resaltan la importancia del efecto de la juventud¹³⁻¹⁵, otros destacan la inexperiencia como el factor determinante del exceso de riesgo de los conductores más jóvenes^{3,9,16,17}. Es posible que parte de estas inconsistencias se deban a la aplicación de diferentes aproximaciones metodológicas. En cualquier caso, la necesidad de diferenciar el efecto de juventud e inexperiencia es muy importante, de cara, entre otras razones, a mejorar el diseño y las características de los sistemas de obtención del permiso de conducir.

En relación con el sexo, diversos autores identifican, entre los conductores jóvenes, un exceso de riesgo de AT en los varones respecto a las mujeres, especialmente acentuado para los accidentes más graves^{1-3,6,11,13}. No obstante, algunos autores han observado que, entre los conductores de menor edad, las diferencias tienden a desaparecer, e incluso pueden llegar a invertirse^{3-5,17,18}. En relación con la inexperiencia, son escasos los estudios que han valorado la diferencias existentes en su efecto sobre la accidentalidad entre ambos sexos^{11,13,17}. No obstante, es plausible pensar que estas diferencias puedan producirse, teniendo en cuenta que el sexo puede estar asociado, además de con el riesgo de sufrir un AT, con la intensidad de la exposición (horas o kilómetros de conducción)^{5,17}—sin duda el principal determinante de la experiencia— y la rapidez en la adquisición de madurez mental (que se admite superior en las adolescentes)³.

Creemos que todas las consideraciones anteriores, unidas al hecho de que en España, donde la investigación de la epidemiología de los AT es tan escasa¹⁹, aún no se han realizado estudios que valoren el efecto de las variables antes mencionadas sobre el riesgo de sufrir un AT por parte de los conductores más jóvenes, justifican sobradamente la necesidad de reali-

zar el presente estudio, cuyo objetivo es delimitar (entre 1990 y 1999) el efecto independiente de la edad, el sexo y la inexperiencia sobre el riesgo que presentan los conductores de 18 a 24 años de participar activamente en una colisión entre turistas en España.

Métodos

Se ha realizado un estudio retrospectivo de casos y controles emparejados, siguiendo un planteamiento similar al propuesto en 1991 por Perneger y Smith²⁰. Este diseño ha sido ya empleado por nuestro grupo de investigación en estudios precedentes^{21,22}, donde se describe con más detalle la metodología aplicada, que resumimos a continuación. El estudio se basa en reanalizar parte de la información contenida en el registro de AT con víctimas, dependiente de la Dirección General de Tráfico (DGT). Este registro contiene la información que la policía recoge en los boletines estadísticos de accidente, un documento que se cumplimenta en la escena del accidente para todos los AT con víctimas ocurridos en el territorio español. Dicho boletín recoge los datos sobre las características del AT, los vehículos implicados y las personas involucradas en él. Una de las variables consignadas es la comisión o no de alguna infracción por parte de cada uno de los conductores implicados en el AT (anexo 1). A partir de la citada base de datos se seleccionaron, para el período comprendido entre 1990 y 1999, las 143.477 colisiones entre 2 o más turistas (vehículos de hasta 9 plazas) en las que sólo uno de los conductores implicados hubiera cometido alguna infracción (excluidas las cometidas sobre la velocidad). Los conductores infractores constituyeron el grupo de casos; los conductores no infractores fueron sus correspondientes controles, emparejados por colisión. El planteamiento de este diseño se basa en considerar que los conductores infractores (casos) están activamente implicados en la colisión y, por tanto, tienen una elevada probabilidad de ser los responsables. La situación opuesta se asume para los conductores no infractores (controles). Estos últimos podrían considerarse, de acuerdo con los métodos de exposición cuasi inducida²³, una muestra representativa de la población de conductores circulantes en las condiciones ambientales en las que ocurre el accidente. Por su parte, el emparejamiento por colisión permite controlar el efecto confusor de las principales variables ambientales.

Todas las variables del estudio se obtuvieron a partir de la información contenida en el registro de la DGT. Dado que nuestro interés se focalizaba en los conductores más jóvenes, la información se categorizó en la siguiente forma: sexo (varones, mujeres), edad (18,

19, 20, 21, 22, 23, 24, > 24 años) y años de antigüedad del permiso de conducir (AAP), calculados como la diferencia entre el año de calendario en que ocurrió el AT y el año de calendario en que el conductor obtuvo su permiso de conducir (0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, > 7). También se consideraron las siguientes variables, como posibles factores de confusión de la relación entre la edad, el sexo y los AAP con el riesgo de verse activamente involucrado en una colisión (entre paréntesis se indican las categorías en que se estratificó cada una): condiciones psicofísicas (aparentemente normal, bajo la influencia del alcohol sin prueba de alcoholemia, bajo la influencia del alcohol con prueba de alcoholemia positiva, bajo la influencia de drogas, enfermedad súbita, sueño o sopor, preocupado, otros/desconocido), infracciones administrativas (ninguna, carecer del permiso de conducción adecuado, no tener efectuada la inspección técnica reglamentaria del vehículo, otras), infracciones relacionadas con la velocidad (ninguna, velocidad inadecuada para las condiciones existentes, sobrepasar la velocidad establecida, marcha lenta entorpeciendo la circulación), defecto físico previo (ninguno, de visión, de audición, de miembros superiores, de miembros inferiores, otros), tipo de conductor (profesional, no profesional, otros/desconocido), uso del cinturón de seguridad (sí, no, desconocido) y año de matriculación del vehículo. En el anexo 2 se muestra la distribución de estas variables en la población estudiada, separadamente para cada sexo.

De los 307.742 conductores originalmente incluidos, se descartó a los de edad y/o sexo desconocidos, edad inferior a 18 años o superior a 95, así como los que tenían edades entre 18 y 24 años para los que se detectó una inconsistencia en relación con sus AAP (p. ej., conductores con 18 años con AAP > 1). Esta exclusión produjo el despareamiento de algunos casos con sus correspondientes controles, y viceversa, lo que redujo el número de colisiones estudiadas a 123.586, y el de conductores finalmente incluidos a 264.068 (el 85,8% de la muestra inicial): 123.586 casos y 140.482 controles.

Para cuantificar el efecto de la edad, el sexo y los AAP sobre el riesgo de verse activamente involucrado en una colisión de turistas, se han calculado mediante regresión logística condicionada²⁴ la *odds ratio* (OR) de cada categoría considerada, y sus correspondientes intervalos de confianza (IC) del 95%, en la siguiente secuencia:

En primer lugar se crearon 2 nuevas variables: una con 16 categorías, resultante de la combinación del sexo y la edad, y otra con 18 categorías, mediante la combinación del sexo y los AAP. Para ambas variables se estimaron separadamente sus correspondientes OR crudas (OR_c), tomando como categorías de referencia los varones de 18 años de edad y los que tenían 0 AAP, respectivamente.

A continuación se creó una tercera variable con 71 categorías, resultantes de combinar, para ambos sexos separadamente, cada uno de los 7 estratos de edad (entre 18 y 24 años) con cada uno de los 8 posibles estratos de AAP (de 0 a 7), más una categoría adicional para los restantes conductores. Ello permitió estimar las OR de cada estrato definido por las 3 variables de interés, tomando como referencia los conductores varones de 18 años de edad y 0 AAP. Se calcularon 2 tipos de OR estratificadas: crudas (OR_{ec}) y ajustadas (OR_{ea}). Para obtener estas últimas, se incluyeron en el modelo, junto con la variable definitoria de los distintos grupos de edad, sexo y AAP, todos los potenciales factores de confusión recogidos. Dado que había valores faltantes para algunas de estas últimas variables, las OR_{ea} sólo pudieron estimarse para una muestra de 200.293 conductores (el 75,8% de la original). Todos los análisis se realizaron con el paquete estadístico STATA (versión 7.0)²⁵.

Resultados

La tabla 1 muestra la distribución de la población de conductores estudiada en función de las 3 variables de interés (edad, sexo y AAP). En la tabla 2 se presentan las OR_c para el efecto conjunto de la edad y el sexo por una parte, y para el de los AAP y el sexo por otra. Con respecto a la edad, en ambos sexos se aprecia un descenso en las OR_c conforme ésta aumenta. En los varones este descenso es bastante regular entre los 18 y 24 años, mientras que en las mujeres la reducción del riesgo se acentúa entre los 18 y 21 años, para estabilizarse a partir de esta edad. Los AAP también se asocian con una reducción en los valores de OR_c. Al igual que ocurría con la edad, en los varones el descenso se mantiene durante los 7 AAP considerados, si bien es más acusado en los primeros 3 años; por el contrario, en las mujeres el descenso se concentra en los primeros 4 AAP. Tanto en las estimaciones del efecto de la edad como en las de los AAP, las OR_c son siempre superiores en los varones con respecto a las mujeres, si bien estas diferencias tienden a atenuarse para mayores valores de edad y AAP.

En las tablas 3 y 4 se muestran, respectivamente, las estimaciones de OR_{ec} y OR_{ea} para cada combinación de edad, sexo y AAP. En relación con el sexo, las OR_{ec} de las mujeres son menores que sus correspondientes valores en los varones, a excepción de la de conductores de 18 años de edad con 1 AAP. En las estimaciones ajustadas, las diferencias entre sexos son menos acentuadas, en parte debido a la mayor variabilidad de las estimaciones en las mujeres, lo que indica una mayor amplitud de sus IC.

Tabla 1. Distribución de los conductores en función de su edad, sexo y años de antigüedad del permiso de conducir (AAP)

AAP	Sexo	Edad (años)															
		18		19		20		21		22		23		24		> 24	
		N	(%)*	N	(%)*	N	(%)*	N	(%)*	N	(%)*	N	(%)*	N	(%)*	N	(%)*
0	Varón	1.127	(0,52)	1.168	(0,53)	711	(0,33)	519	(0,24)	315	(0,14)	240	(0,11)	196	(0,09)	2.091	(0,96)
	Mujer	154	(0,34)	301	(0,66)	192	(0,42)	150	(0,33)	103	(0,23)	86	(0,19)	58	(0,13)	651	(1,43)
1	Varón	604	(0,28)	2.553	(1,17)	1.988	(1,25)	1.219	(0,56)	947	(0,43)	640	(0,29)	473	(0,22)	4.066	(1,86)
	Mujer	83	(0,18)	505	(1,11)	482	(1,06)	340	(0,75)	258	(0,57)	186	(0,41)	172	(0,38)	1.376	(3,03)
2	Varón			707	(0,32)	2.740	(1,25)	1.885	(0,86)	1.201	(0,55)	925	(0,42)	552	(0,25)	4.486	(2,05)
	Mujer			97	(0,21)	495	(1,09)	498	(1,10)	335	(0,74)	266	(0,59)	205	(0,45)	1.500	(3,31)
3	Varón					792	(0,36)	2.554	(1,17)	1.800	(0,82)	1.108	(0,51)	769	(0,35)	4.748	(2,17)
	Mujer					128	(0,28)	429	(0,95)	427	(0,94)	310	(0,68)	261	(0,58)	1.630	(3,59)
4	Varón							743	(0,34)	2.553	(1,17)	1.620	(0,74)	1.042	(0,48)	5.184	(2,37)
	Mujer							101	(0,22)	398	(0,88)	437	(0,96)	307	(0,68)	1.637	(3,61)
5	Varón									650	(0,30)	2.340	(1,07)	1.520	(0,70)	5.655	(2,59)
	Mujer									97	(0,21)	390	(0,86)	330	(0,73)	1.743	(3,84)
6	Varón											632	(0,29)	2.126	(0,97)	6.623	(3,03)
	Mujer											84	(0,19)	372	(0,82)	2.019	(4,45)
7	Varón													605	(0,28)	8.128	(3,72)
	Mujer													85	(0,19)	2.202	(4,85)
> 7	Varón															136.153	(62,26)
	Mujer															23.490	(79,89)

*Los porcentajes están referidos, para cada sexo, al total de varones y al total de mujeres, respectivamente.

Tabla 2. Odds ratio crudas (ORc) para el efecto de la edad y los años de antigüedad del permiso de conducir (AAP) sobre el riesgo de estar activamente implicado en una colisión, en varones y mujeres

Categorías	Edad				AAP				
	Varones		Mujeres		Varones		Mujeres		
	ORc	IC del 95%	ORc	IC del 95%	ORc	IC del 95%	ORc	IC del 95%	ORc
18	1	Referencia	0,81	0,61-1,06	0	1	Referencia	0,75	0,68-0,84
19	0,97	0,86-1,08	0,66	0,56-0,78	1	0,83	0,78-0,89	0,65	0,60-0,71
20	0,81	0,73-0,91	0,66	0,57-0,77	2	0,75	0,70-0,79	0,56	0,51-0,61
21	0,81	0,72-0,90	0,59	0,52-0,69	3	0,70	0,65-0,74	0,57	0,52-0,62
22	0,70	0,63-0,78	0,51	0,44-0,59	4	0,66	0,62-0,71	0,49	0,45-0,54
23	0,70	0,63-0,78	0,51	0,45-0,59	5	0,61	0,58-0,65	0,52	0,47-0,57
24	0,64	0,58-0,72	0,53	0,47-0,61	6	0,59	0,55-0,63	0,48	0,43-0,53
> 24	0,59	0,53-0,65	0,51	0,46-0,57	7	0,58	0,54-0,62	0,46	0,42-0,51
					> 7	0,57	0,54-0,60	0,49	0,46-0,52

Con respecto al efecto de los años de antigüedad del permiso, los varones muestran, para cualquier edad considerada, unas OR_{ec} claramente descendentes en relación con el número de AAP (fig. 1), con una sola excepción: los varones de 23 años de edad y 3 AAP presentan una estimación ligeramente superior a la de los de igual edad pero con sólo 2 AAP. En general, el descenso de las OR_{ec} parece seguir un patrón lineal. En las mujeres (fig. 2) las OR_{ec} también muestran, en general, una tendencia descendente, aunque bastante más irregular. En este sentido destaca, en las con-

ductoras de 18 años, el incremento en la OR_{ec} de 1 AAP con respecto a las de 0 AAP. También se advierte, en las conductoras de 22 años, una estabilización de las OR_{ec} a partir de los 2 AAP. Finalmente, en las conductoras de 24 años se observa un patrón en U invertida, con los mayores valores de OR_{ec} situados en el tercer AAP. En el análisis ajustado (tabla 4) el efecto de los AAP muestra en los varones un patrón muy parecido al descrito en el análisis crudo. Otro tanto cabe decir de las mujeres, si bien en este caso la variabilidad de las estimaciones es considerablemente mayor.

Tabla 3. Odds ratio estratificadas crudas (OR_{ec}) para cada estrato definido por la edad (de 18 a 24 años), los años de antigüedad del permiso de conducir (AAP) (de 0 a 7 años) y el sexo del conductor

AAP	Sexo	Edad (años)													
		18		19		20		21		22		23		24	
		OR _{ec}	IC del 95%	OR _{ec}	IC del 95%	OR _{ec}	IC del 95%	OR _{ec}	IC del 95%	OR _{ec}	IC del 95%	OR _{ec}	IC del 95%	OR _{ec}	IC del 95%
0	Varón	1	Referencia	1,21	1,02-1,44	0,99	0,82-1,21	1,00	0,81-1,24	1,08	0,83-1,40	1,02	0,77-1,36	0,90	0,66-1,23
	Mujer	0,64	0,46-0,90	0,73	0,56-0,95	0,81	0,60-1,11	0,75	0,53-1,06	0,73	0,48-1,11	0,70	0,45-1,08	0,51	0,30-0,88
1	Varón	0,94	0,76-1,15	0,88	0,76-1,01	0,84	0,72-0,98	0,90	0,76-1,06	0,83	0,70-0,99	0,82	0,68-1,01	0,80	0,64-0,99
	Mujer	1,21	0,75-1,95	0,62	0,50-0,76	0,72	0,58-0,90	0,67	0,53-0,86	0,77	0,59-1,02	0,65	0,48-0,90	0,54	0,38-0,74
2	Varón			0,81	0,67-0,98	0,77	0,67-0,89	0,83	0,71-0,97	0,71	0,60-0,84	0,69	0,58-0,82	0,77	0,62-0,94
	Mujer			0,57	0,37-0,87	0,56	0,45-0,70	0,56	0,45-0,70	0,44	0,34-0,56	0,48	0,37-0,63	0,54	0,40-0,73
3	Varón					0,61	0,51-0,74	0,72	0,62-0,83	0,68	0,58-0,79	0,72	0,61-0,86	0,65	0,54-0,79
	Mujer					0,55	0,38-0,80	0,54	0,43-0,68	0,41	0,32-0,51	0,60	0,47-0,78	0,60	0,46-0,79
4	Varón							0,67	0,56-0,81	0,62	0,54-0,72	0,70	0,60-0,82	0,64	0,54-0,76
	Mujer							0,44	0,29-0,67	0,50	0,40-0,63	0,43	0,34-0,53	0,56	0,43-0,73
5	Varón									0,61	0,50-0,75	0,64	0,55-0,74	0,62	0,53-0,73
	Mujer									0,43	0,28-0,66	0,48	0,38-0,61	0,52	0,40-0,67
6	Varón											0,58	0,47-0,70	0,58	0,50-0,67
	Mujer											0,38	0,24-0,61	0,46	0,36-0,59
7	Varón													0,50	0,41-0,61
	Mujer													0,45	0,29-0,72

Tabla 4. Odds ratio estratificadas ajustadas* (OR_{ea}) para cada estrato definido por la edad (de 18 a 24 años), los años de antigüedad del permiso de conducir (AAP) (de 0 a 7 años) y el sexo del conductor

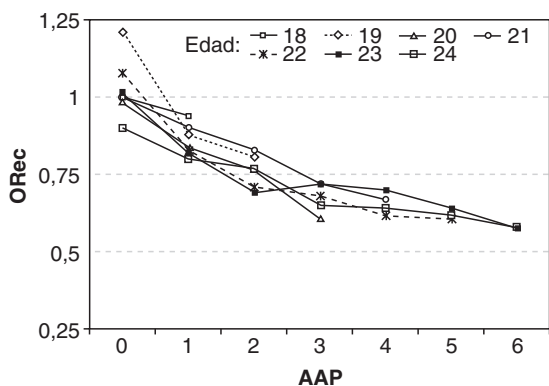
AAP	Sexo	Edad (años)													
		18		19		20		21		22		23		24	
		OR _{ea}	IC del 95%	OR _{ea}	IC del 95%	OR _{ea}	IC del 95%	OR _{ea}	IC del 95%	OR _{ea}	IC del 95%	OR _{ea}	IC del 95%	OR _{ea}	IC del 95%
0	Varón	1	Referencia	1,36	1,08-1,70	1,16	0,89-1,50	1,21	0,91-1,61	1,66	1,16-2,38	1,18	0,81-1,73	1,07	0,70-1,64
	Mujer	0,96	0,62-1,48	0,90	0,65-1,26	1,09	0,73-1,63	0,92	0,59-1,44	1,26	0,73-2,16	0,91	0,49-1,70	0,63	0,31-1,30
1	Varón	0,94	0,72-1,24	0,95	0,78-1,15	0,95	0,77-1,16	1,04	0,83-1,30	0,91	0,72-1,17	0,91	0,69-1,18	1,06	0,78-1,43
	Mujer	1,38	0,72-2,63	0,78	0,60-1,03	1,10	0,83-1,48	0,94	0,68-1,31	1,10	0,76-1,59	1,17	0,77-1,78	0,61	0,39-0,96
2	Varón			0,85	0,66-1,09	0,88	0,73-1,06	0,94	0,77-1,15	0,87	0,69-1,09	0,81	0,64-1,03	0,87	0,66-1,15
	Mujer			0,82	0,47-1,44	0,68	0,52-0,89	0,81	0,61-1,08	0,56	0,40-0,79	0,54	0,38-0,78	0,68	0,46-1,01
3	Varón					0,75	0,59-0,96	0,82	0,68-0,99	0,80	0,65-0,98	0,87	0,69-1,09	0,82	0,64-1,05
	Mujer					0,76	0,48-1,22	0,76	0,57-1,02	0,52	0,38-0,70	0,93	0,67-1,31	0,67	0,47-0,96
4	Varón							0,76	0,59-0,98	0,73	0,60-0,88	0,83	0,68-1,02	0,74	0,59-0,93
	Mujer							0,58	0,34-1,00	0,64	0,47-0,86	0,58	0,43-0,77	0,90	0,64-1,26
5	Varón									0,77	0,59-1,00	0,72	0,60-0,88	0,74	0,60-0,91
	Mujer									0,58	0,34-1,00	0,57	0,42-0,78	0,58	0,42-0,80
6	Varón											0,68	0,52-0,89	0,67	0,55-0,82
	Mujer											0,39	0,21-0,71	0,57	0,42-0,79
7	Varón													0,50	0,38-0,66
	Mujer													0,40	0,22-0,74

*Para obtener las estimaciones ajustadas se añadieron al modelo las siguientes variables: condiciones psicofísicas, infracciones administrativas, infracciones relacionadas con la velocidad, defecto físico previo, tipo de conductor, uso del cinturón de seguridad y año de matriculación del vehículo. A excepción de la última variable, todas las demás se introdujeron en el modelo como categóricas (véanse las categorías de cada una en el apartado Métodos).

Finalmente, a diferencia de lo comentado para el efecto de los AAP, los valores de las OR_{ec} para cada edad considerada muestran en los varones un comportamiento bastante estable (fig. 3). Sólo parece apre-

ciarse una ligera tendencia descendente, aunque irregular, entre los 18 y 24 años de edad para 1 y 2 AAP. En las mujeres (fig. 4), la relación con la edad es irregular, según el AAP considerado. En los AAP < 3, las

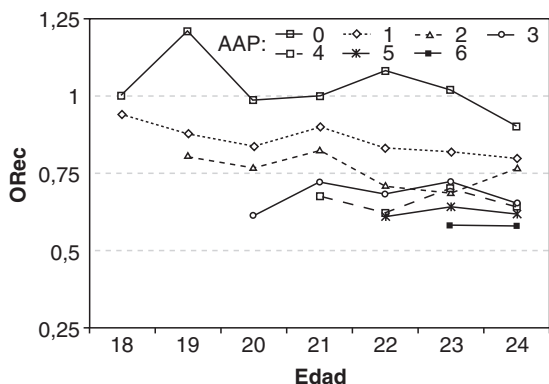
Figura 1. Efecto de los años de antigüedad del permiso de conducir (AAP) en los conductores varones sobre su riesgo de verse activamente implicados en una colisión, para cada grupo de edad. Análisis crudo (OR_{ec}).



Categoría de referencia ($OR_{ec} = 1$): conductor varón de 18 años de edad, con AAP = 0.

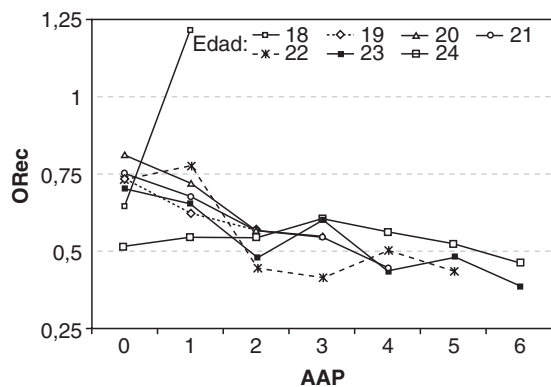
OR_{ec} muestran cierta tendencia al descenso: entre 20 y 24 años para 0 AAP, entre 18 y 19 años y entre 22 y 24 años para 1 AAP y entre 19 y 22 años para 2 AAP. Por el contrario, para 3 o más AAP, parece apreciarse una discreta tendencia al aumento en los valores de OR_{ec} entre los 22 y 24 años de edad. En el análisis ajustado (tabla 4), las OR_{ea} de los varones no parecen mostrar asociación alguna con la edad. Por último, en las mujeres, la variabilidad de las estimaciones ajustadas en cada estrato de edad y AAP impide identificar cualquier patrón de asociación.

Figura 3. Efecto de la edad en los conductores varones sobre su riesgo de verse activamente implicados en una colisión, para cada año de antigüedad del permiso de conducir (AAP). Análisis crudo (OR_{ec}).



Categoría de referencia ($OR_{ec} = 1$): conductor varón de 18 años de edad, con AAP = 0.

Figura 2. Efecto de los años de antigüedad del permiso de conducir (AAP) en las conductoras sobre su riesgo de verse activamente implicadas en una colisión, para cada grupo de edad. Análisis crudo (OR_{ec}).

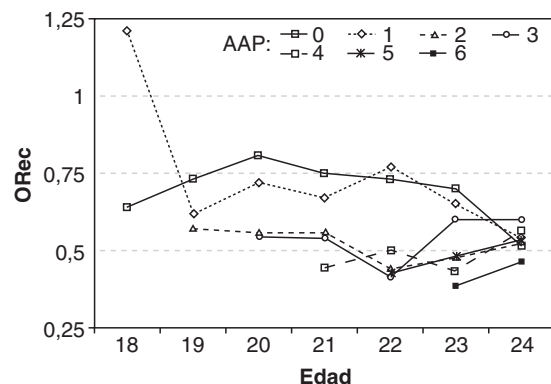


Categoría de referencia ($OR_{ec} = 1$): conductor varón de 18 años de edad, con AAP = 0.

Discusión

Antes de comentar los principales hallazgos obtenidos y compararlos con lo referido en publicaciones previas, es necesario resaltar que el presente estudio se refiere de manera específica al riesgo de estar activamente implicado en colisiones entre turismos. Por tanto, nuestras estimaciones no son directamente comparables con las referidas al riesgo de verse involucrado (con independencia del papel desempeñado,

Figura 4. Efecto de la edad en las conductoras sobre su riesgo de verse activamente implicadas en una colisión, para cada año de antigüedad del permiso de conducir (AAP). Análisis crudo (OR_{ec}).



Categoría de referencia ($OR_{ec} = 1$): conductor varón de 18 años de edad, con AAP = 0.

activo o pasivo) en un AT de cualquier naturaleza. Esto es importante dado que, como diversos autores han puesto de manifiesto^{4,6,18,26}, los conductores más jóvenes son más propensos a implicarse en accidentes simples (en los que sólo hay un vehículo implicado), un tipo de accidente que, por razones metodológicas, ha sido específicamente excluido de nuestro estudio. Es posible, por tanto, que los efectos obtenidos en nuestro estudio para la edad y los AAP sobre el riesgo de provocar una colisión entre turistas no sean totalmente equiparables a los efectos de ambos factores sobre el riesgo de sufrir un AT de cualquier tipo.

Por otra parte, Cooper et al⁸ han comprobado que la inexperiencia está relacionada específicamente con el riesgo de ser responsable del accidente, pero no con la probabilidad de verse pasivamente involucrado en él. Por último, dado que el permiso de conducir sólo puede obtenerse en España a partir de los 18 años, nuestros resultados no son directamente comparables con los de otros países, como Estados Unidos, donde la edad mínima se suele situar en los 16 o 17 años, según cada Estado.

Entre los conductores de 18-24 años de edad hay una relación inversa entre el riesgo de verse activamente involucrado en una colisión de 2 o más turistas y la antigüedad del permiso de conducir. Esta asociación apenas se modifica cuando se consideran otros potenciales factores de confusión. Este resultado está claramente en consonancia con diversos estudios previos, que han mostrado que el riesgo de sufrir un AT desciende en relación con el aumento de la experiencia del conductor joven, medida como tiempo desde la obtención del permiso o como distancia acumulada conducida^{1,10,11,27}.

Cuando se tiene en cuenta la asociación anteriormente descrita, el efecto de la edad (18-24 años) sobre el riesgo de verse activamente implicado en una colisión es débil y no muestra un claro patrón descendente. Al igual que en el caso anterior, esta ausencia de asociación se mantiene incluso tras controlar el efecto de otros posibles factores de confusión. Este resultado concuerda con la especial importancia conferida en estudios previos a la falta de experiencia, como principal responsable del exceso de riesgo de AT observado entre los conductores jóvenes^{3,9,11,16,17,27}.

La asociación inversa entre la experiencia y el riesgo de una participación activa en una colisión se ha mostrado de forma especialmente definida entre los varones, mientras que en las mujeres es bastante menos clara. Algunos autores^{11,13} han sugerido que puede haber diferencias en el efecto de la experiencia entre ambos sexos. Así, por ejemplo, Waller et al¹¹ han observado, en cierta discordancia con nuestros resultados, que el descenso en el riesgo de verse involucrado en un AT asociado con los años de antigüedad del permiso es más pronunciado en las mujeres que en los varones.

En nuestro estudio, el pequeño tamaño muestral de casi todas las combinaciones de edad-AAP para el grupo de conductoras ha introducido una elevada variabilidad aleatoria en sus correspondientes estimaciones de OR, lo que indica la gran amplitud de sus IC. Indudablemente, ello dificulta la posible identificación en las mujeres de un patrón específico de asociación entre los AAP y el riesgo de participar activamente en una colisión, tan claro como el que se aprecia en los varones. Por ello, aunque algunas de las estimaciones obtenidas en las mujeres sugieren que el efecto de la experiencia puede diferir entre ambos sexos, nuestros resultados no permiten asegurar este hecho.

Entre los conductores más jóvenes, las mujeres tienen, con respecto a los varones de igual edad, un menor riesgo de verse activamente implicadas en colisiones entre vehículos. Esta asociación está en consonancia con el mayor riesgo de sufrir AT observado para los varones jóvenes, descrito habitualmente en la bibliografía^{1-3,6,11,13}. Sin embargo, nuestros resultados también ponen de manifiesto que este exceso de riesgo entre los varones se reduce considerablemente cuando se considera el efecto de posibles variables intermedias, como las circunstancias psicofísicas distintas de la normalidad, el exceso de velocidad o los factores correlacionados con la prudencia en la conducción, como el empleo o no del cinturón de seguridad o la comisión o no de infracciones administrativas. En el mismo sentido, ciertos estudios previos han puesto de manifiesto que los varones jóvenes, en relación con las mujeres, cometen más imprudencias en la conducción, conducen a mayor velocidad y más frecuentemente bajo los efectos del alcohol y otras drogas²⁸⁻³¹. Esta mayor inclinación de los varones sobre las mujeres hacia actitudes y comportamientos de mayor riesgo en una hipotética conducción futura se ha observado incluso entre adolescentes de 11-16 años³².

El presente estudio adolece de algunas limitaciones metodológicas, que es necesario tener en cuenta para poder interpretar correctamente sus resultados. Un primer punto de atención se centra en su diseño, basado en un método de exposición inducida. Las limitaciones de estos métodos están exhaustivamente descritas en la bibliografía^{23,33} y se han comentado de manera amplia en trabajos previos realizados por nuestro grupo de investigación^{21,22,34}. Básicamente, se resumen en 2 problemas: la cuestionable capacidad para identificar, a través de los registros policiales, al conductor responsable de la colisión, y la medida en que los conductores no responsables son realmente una muestra representativa de la población total de conductores circulantes. Sin embargo, en relación con los objetivos del presente estudio, el empleo de un método de exposición inducida presenta una ventaja adicional sobre los estudios convencionales, relacionada con la capacidad para controlar el efecto confusor que la in-

tensidad de la exposición (medida como distancia o tiempo de conducción) puede ejercer sobre la asociación entre el riesgo de sufrir un AT y tanto la edad como los años de experiencia. Este efecto depende de dos hechos: por una parte, la intensidad de exposición es un determinante esencial del riesgo de sufrir un AT³⁵; por otra parte, tanto la edad del conductor como, sobre todo, su experiencia (independientemente de la forma en que se mida ésta) se asocian con la intensidad de exposición^{11,13}. Por tanto, si se quiere estudiar el efecto específico de la edad y la experiencia sobre el riesgo de sufrir un AT, es necesario romper la asociación de ambas variables con la exposición. Este requisito se consigue de forma automática aplicando un diseño basado en la exposición inducida, en el que el control del efecto de la exposición es absolutamente independiente de cualquier otra variable incluida en el estudio.

El segundo punto a tener en cuenta se refiere a la cobertura del registro de AT de la DGT y a la validez de la información contenida en él. Con respecto al primer aspecto, a falta de estudios específicamente orientados a valorarlo, hemos de asumir, al igual que ocurre en otros países, un grado indeterminado de subnotificación de los AT ocurridos en zonas urbanas y, sobre todo, de los AT menos graves^{36,37}. En relación con la falta de validez, aun a pesar de haber excluido del estudio los registros en que se podían detectar claras inconsistencias en su información, es más que probable que persista en la base de datos una falta de validez residual, de magnitud y sentido desconocidos. No obstante, y teniendo en cuenta las características de las 3 principales variables independientes utilizadas en el estudio, no creemos que ninguno de los problemas anteriormente referidos sea de suficiente magnitud como para justificar por completo el patrón de asociaciones obtenido.

Un tercer aspecto metodológico que debe reseñarse es que, en el presente estudio, no hemos equiparado las infracciones sobre la velocidad con las restantes infracciones (lo que nos hubiera hecho considerarlas como un criterio más para la asignación de responsabilidad), sino que las hemos considerado como un factor predisponente para la comisión de otras infracciones y, por consiguiente, como un factor de riesgo más por el que ajustar en el análisis multivariable. Por tanto, hemos excluido del estudio las colisiones en que uno de los vehículos había cometido únicamente una infracción sobre la velocidad, mientras que los restantes conductores implicados no habían cometido infracción alguna. Asumiendo que las infracciones sobre la velocidad son especialmente frecuentes entre conductores jóvenes^{26,38,39}, ello puede haber supuesto una subestimación del papel de la menor edad sobre el riesgo de provocar una colisión. Sin embargo, en relación con el total de conductores implicados en colisiones de turistas, más del 88% de las infracciones de la velocidad aparecían aso-

ciadas a la comisión de otra infracción. Por tanto, el número de colisiones con las características anteriores excluidas del estudio es muy escaso, inferior al 1% del total de colisiones entre turistas. Por ello, a nuestro juicio, el sesgo resultante de dicha exclusión debe ser de escasa magnitud. Por otra parte, al incluir las infracciones sobre la velocidad en el modelo multivariable, creemos haber controlado parcialmente la posible subestimación del riesgo asociado a las edades más jóvenes.

Finalmente, el modo en que hemos medido la experiencia (a través de los AAP) merece algunos comentarios específicos. Como ya se describió en el apartado Métodos, los AAP se han calculado como la diferencia entre el año de calendario en que tuvo lugar el AT y el año en que el conductor obtuvo su permiso de conducir. Por tanto, aunque los AAP están obviamente correlacionados con la duración del período en posesión del permiso, esta correlación dista mucho de ser perfecta, puesto que hay una superposición entre categorías adyacentes de AAP. Por ejemplo, el AAP de un conductor que sufriera un AT en enero de 1999 y hubiera obtenido su permiso en diciembre de 1998 (es decir, tan sólo un mes antes) sería uno. Por el contrario, es posible imaginar que conductores con 0 AAP tengan períodos en posesión del permiso de conducir muy superiores al anterior (p. ej., un conductor implicado en un AT en diciembre de 1999 que hubiera obtenido su permiso en enero de ese mismo año). El resultado de esta superposición es aumentar artificialmente la homogeneidad de los sujetos entre valores de AAP, lo que debe conducir a un sesgo de clasificación no diferencial, tendente por tanto a subestimar el efecto de la experiencia sobre el riesgo de verse activamente implicado en la colisión. Con independencia del problema anterior, en el presente estudio se acepta que la duración del período en posesión del permiso de conducir es un buen correlato de la experiencia, asumiendo que dicha duración guarda una buena relación con la cantidad de conducción acumulada (que sería la verdadera medida de la experiencia). Aunque la correlación entre la antigüedad del permiso y la experiencia de conducción acumulada no es perfecta, la dificultad para medir directamente esta última hace que la mayoría de los autores la asuman^{8,9,11,13}.

A pesar de las limitaciones señaladas, nuestros resultados resaltan claramente el papel de la inexperiencia en la elevada accidentalidad de los conductores más jóvenes. Por tanto, desde un punto de vista teórico, la adquisición de experiencia debería ser un requisito indispensable para obtener un permiso de conducir. Esta afirmación contrasta frontalmente con la bien conocida «paradoja del permiso de conducir» (*licensure paradox*)⁴⁰: la inexperiencia sólo se puede superar conduciendo más, pero a más conducción, más exposición y, por tanto, más riesgo de sufrir un accidente.

No obstante, hoy día sabemos que, al menos parcialmente, la experiencia en la conducción no tiene por qué adquirirse a costa de una exposición innecesaria a un mayor riesgo de sufrir un AT. En este sentido, muchos países desarrollados han incluido en sus sistemas de obtención del permiso de conducir, de una u otra forma, un período de conducción bajo supervisión. En general, se trata de un período en el que el alumno, en posesión de un llamado permiso de aprendizaje, realiza una conducción supervisada (pero no dirigida, como en el sistema español) por un adulto responsable debidamente autorizado. En varios países europeos, como Suecia, Noruega o Francia, este período, no obligatorio, está dirigido a los adolescentes que aún no tienen la edad mínima para obtener el permiso de conducir⁷. En otros países, como Nueva Zelanda, Canadá y Estados Unidos, suele constituir la primera fase de los llamados sistemas graduales para la obtención del permiso de conducir (*graduated driver licensing* [GDL])^{16,41}.

Diversas evidencias sostienen la utilidad de la adquisición de experiencia a través de la conducción supervisada. Por una parte, se ha comprobado que la presencia de un progenitor, y en general de un adulto, en vehículos conducidos por adolescentes reduce su riesgo de sufrir un accidente de tráfico¹. En Suecia, la edad mínima para poder realizar este período de conducción supervisada se rebajó en 1993 de 17,5 a 16 años, al objeto de ampliar la duración del período de conducción supervisada. Una evaluación posterior de la eficacia de esta medida reveló que la accidentalidad de los conductores noveles (mayores de 18 años) que se acogieron a esta posibilidad fue un 24% menor que la de los que no lo hicieron⁷. Otros estudios, realizados en Estados Unidos, muestran igualmente una reducción de la accidentalidad en conductores jóvenes,

secundaria a la implantación o la ampliación de los períodos de conducción supervisada como parte de los GDL^{16,42,43}. Por otra parte, se ha constatado que en el período de aprendizaje supervisado las tasas de accidentalidad son muy bajas^{1,44}, sin que tiendan a incrementarse durante este período¹. Por lo demás, son numerosos los estudios que han mostrado una reducción en la accidentalidad de los conductores jóvenes secundaria a la aplicación de los GDL^{41,45,46}.

Desafortunadamente, el actual sistema español de obtención del permiso de conducir propicia que las personas sin una adecuada experiencia real de conducción, en su mayoría jóvenes, se vean enfrentadas de forma súbita a una situación de alto riesgo y máxima responsabilidad por el mero hecho de aprobar un examen cuya validez para medir la capacidad real del alumno es cuestionable. No es de extrañar, de acuerdo con lo observado en el presente estudio, que esto conlleve un elevado riesgo de AT, en progresivo descenso conforme aumenta la experiencia del conductor. Por ello, creemos que nuestros resultados apoyan, en consonancia con los sistemas cada vez más extendidos en otros países desarrollados, la necesidad de considerar una modificación del sistema de obtención del permiso de conducir actualmente vigente en España, en el sentido de plantear la introducción de un período obligatorio de conducción supervisada. La duración, las características y la ubicación de este período son aspectos que deberían valorarse en futuros estudios.

Agradecimientos

A la Dirección General de Tráfico, por facilitarnos el acceso al registro informatizado de accidentes de tráfico.

Bibliografía

1. Williams AF. Teenage drivers: patterns of risk. *J Safety Res* 2003;34:5-15.
2. Massie DL, Campbell KL, Williams AF. Traffic accident involvement rates by driver age and gender. *Accid Anal Prev* 1995;27:73-87.
3. Ballesteros MF, Dischinger PC. Characteristics of traffic crashes in Maryland (1996-1998): differences among the youngest drivers. *Accid Anal Prev* 2002;279-84.
4. Ryan GA, Legge M, Rosman D. Age related changes in drivers' crash risk and crash type. *Accid Anal Prev* 1998;30:379-87.
5. Doherty ST, Andrey JC, MacGregor C. The situational risks of young drivers: the influence of passengers, time of day and day of week on accident rates. *Accid Anal Prev* 1998;30:45-52.
6. Williamson A. Young drivers and crashes. Why are young drivers over-represented in crashes? Summary of the issues. Summary paper prepared for Motor Accidents Authority. December, 1999 [consultado 27/03/2003]. Disponible en: <http://www.irmrc.unsw.edu.au/papers/drivers.pdf>
7. Gregersen NP, Berg HY, Engström I, Nólén S, Nyberg A, Rimmö PA. Sixteen years age limit for learner drivers in Sweden –an evaluation of safety effects. *Accid Anal Prev* 2000;32:25-35.
8. Cooper PJ, Pinili M, Chen W. An examination of the crash involvement rates of novice drivers aged 16 to 55. *Accid Anal Prev* 1995;27:89-104.
9. Maycock G, Lockwood CR, Lester JF. Accident liability of car drivers. Crowthorne: Transport and Road Research Laboratory; 1991. Research Report 315.
10. Preusser DF, Leaf WA. Provisional license. *J Safety Res* 2003;34:45-9.
11. Waller PF, Elliott MR, Shope JT, Raghunathan TE, Little RJA. Changes in young adult offense and crash patterns over time. *Accid Anal Prev* 2001;33:117-28.
12. Arnett JJ. Developmental sources of crash risk in young drivers. *Inj Prev* 2002;8(Suppl 2):17-23.

13. Laberge-Nadeau C, Maag U, Bourbeau R. The effects of age and experience on accidents with injuries: should the licensing age be raised? *Accid Anal Prev* 1992;24:107-16.
14. Levy DT. Youth and traffic safety: the effects of driving age, experience, and education. *Accid Anal Prev* 1990;22:327-34.
15. Mayhew DR, Simpson HM. New to the road: young drivers and novice drivers: Similar problems and solutions? Ottawa: Traffic Injury Research Foundation of Canada; 1990.
16. Mayhew DR. The learner's permit. *J Safety Res* 2003;34:35-43.
17. Catchpole JE, MacDonald WA, Bowland L. Young driver research program: The influence of age-related and experience-related factors on reported driving behaviour and crashes. Canberra: Federal Office of Road Safety. Contract Report 143. 1994 [consultado 27/03/2003]. Disponible en: <http://www.general.monash.edu.au/muarc/rptsum/escr143.htm>
18. Ulmer RG, Williams AF, Preusser DF. Crash involvements of 16-year-old drivers. *J Safety Res* 1997;28:97-103.
19. Seguí-Gómez M. Lesiones de tráfico en España: una llamada a la acción. *Gac Sanit* 2000;14:1-3.
20. Perneger T, Smith GS. The driver's role in fatal two-car crashes: a paired «case-control study». *Am J Epidemiol* 1991;134:1138-45.
21. Lardelli P, Luna JD, Jiménez JJ, Bueno A, García M, Gálvez R. Influence of driver nationality on the risk of causing vehicle collisions in Spain. *J Epidemiol Community Health* 2002;56:394-8.
22. Lardelli P, Luna JD, Jiménez JJ, Bueno A, García M, Gálvez R. Age and sex differences in the risk of causing vehicle collisions in Spain, 1990 to 1999. *Accid Anal Prev* 2003;35:261-72.
23. Stamatiadis N, Deacon JA. Quasi-induced exposure: methodology and insight. *Accid Anal Prev* 1997;29:37-52.
24. Hosmer DW, Lemeshow S. Applied logistic regression. New York: John Wiley and Sons; 1989.
25. StataCorp. Stata Statistical Software: Release 5.0. College Station: Stata Corporation; 1997.
26. Zhang J, Fraser S, Lindsay J, Clarke K, Mao Y. Age-specific patterns of factors related to fatal motor vehicle traffic crashes: focus on young and elderly drivers. *Public Health* 1998;112:289-95.
27. McCartt AT, Shabanova VI, Leaf WA. Driving experience, crashes and traffic citations of teenage beginning drivers. *Accid Anal Prev* 2003;35:311-20.
28. Rolls G, Hall R, Ingham R, McDonald M. Accident risk and behavioral patterns of younger drivers. Basingstoke: AA Foundation for Road Safety; 1991.
29. McKenna FP, Waylen AE, Burkes ME. Male and female drivers: how different are they? Basingstoke: AA Foundation for Road Safety; 1998.
30. Hartos JL, Eitel P, Simons-Morton B. Do parent-imposed delayed licensure and restricted driving reduce risky driving behaviors among newly licensed teens? *Prev Sci* 2001;2:113-22.
31. Harré N, Field J, Kirkwood B. Gender differences and areas of common concern in the driving behaviors and attitudes of adolescents. *J Safety Res* 1996;27:163-73.
32. Waylen A, McKenna F. Pre-driver's attitudes towards driving. Presented at the 67th Road Safety Congress. Royal Society of the Prevention of Accidents, 2002 [consultado 28/03/2003]. Disponible en: http://www.rospa.org.uk/road/congress2002/proceedings/waylen_mckenna.pdf
33. Janke MK. Accidents, mileage, and the exaggeration of risk. *Accid Anal Prev* 1991;23:183-8.
34. Lardelli-Claret P, Luna-del-Castillo JD, Jiménez-Moleón JJ, Rueda-Domínguez T, García-Martín M, Femia-Marzo P, et al. Association of main driver-dependent risk factors with the risk of causing a vehicle collision in Spain, 1990-1999. *Ann Epidemiol* 2003;13:509-17.
35. Chipman ML, MacGregor CG, Smiley AM, Lee-Gosselin ML. Time vs distance as measures of exposure in driving surveys. *Accid Anal Prev* 1992;24:679-84.
36. Rosman D. The Western Australian Road Injury Database (1987-1996): ten years of linked police, hospital and death records of road crashes and injuries. *Accid Anal Prev* 2001;33:81-8.
37. Alsop J, Langley J. Under-reporting of motor vehicle traffic crash victims in New Zealand. *Accid Anal Prev* 2001;33:353-9.
38. Laapotti S, Keskinen E. Differences in fatal loss-of-control accidents between young male and female drivers. *Accid Anal Prev* 1998;30:435-42.
39. Holland CA, Conner MT. Exceeding the speed limit: an evaluation of the effectiveness of a police intervention. *Accid Anal Prev* 1996;28:587-97.
40. Simons-Morton BG. Reducing young driver crash risk. *Inj Prev* 2002;8(Suppl 3):1-2.
41. Simpson HM. The evolution and effectiveness of graduated licensing. *J Safety Res* 2003;34:25-34.
42. Ulmer RG, Preusser DF, Williams AF, Ferguson SA, Farmer CM. Effect of Florida's graduated licensing program on the crash rate of teenage drivers. *Accid Anal Prev* 2000;32:527-32.
43. Mayhew DR, Simpson HM, Williams AF, Desmond K. Specific and long-term effects of Nova Scotia's graduated licensing program. Arlington: Insurance Institute for Highway Safety. August 2002 [consultado 24/03/2003]. Disponible en: http://www.trafficinjuryresearch.com/publications/PDF_publications/grad_licensing_Nova_Scotia.pdf
44. Williams AF, Preusser DF, Ferguson SA, Ulmer RG. Analysis of the fatal crash involvements of 15-year-old drivers. *J Safety Res* 1997;28:49-54.
45. McKnight AJ, Peck RC. Graduated driver licensing: what works? *Inj Prev* 2002;8(Suppl 3):32-8.
46. Shope JT, Molnar LJ. Graduated driver licensing in the United States: evaluation results from the early programs. *J Safety Res* 2003;34:63-9.

Anexo 1. Tipos de infracción del conductor

Conducción distraída o desatenta ^a	No respetar la señal de «stop»
Incorrecta utilización del alumbrado/deslumbrar a otros usuarios ^b	No respetar la señal de «ceda el paso»
Circular en sentido contrario o prohibido	No respetar el paso para peatones
Invadir parcialmente el sentido contrario ^a	No respetar otra señal de tráfico o las indicaciones de la policía
Girar incorrectamente	No indicar o indicar mal una maniobra
Adelantar de manera no reglamentaria	Entrar sin precaución en la circulación
Circular en zigzag	Parada o estacionamiento prohibidos o peligrosos
No mantener la distancia de seguridad	Apertura de puertas sin precaución
Frenar sin causa justificada	Otras infracciones
No respetar la norma genérica de prioridad	Ninguna infracción
No seguir las indicaciones del semáforo	

^aNo codificada en las bases de datos de 1990-1992. ^bNo codificada en las bases de datos de 1993-1999.

Anexo 2. Distribución de los conductores según las categorías de las variables de ajuste, por sexos

Variable	Varones		Mujeres	
	N	%	N	%
Condiciones psicofísicas				
Aparentemente normal	189.276	86,55	40.482	89,23
Influencia del alcohol (sin prueba)	2.011	0,92	238	0,52
Influencia del alcohol (prueba positiva)	5.640	2,58	234	0,52
Influencia de otras drogas	111	0,05	9	0,02
Enfermedad súbita	169	0,08	39	0,09
Sueño o sopor	803	0,37	105	0,23
Preocupación	668	0,31	172	0,38
Otros/desconocido	20.020	9,15	4.091	9,02
Infracciones relacionadas con la velocidad				
Ninguna	197.706	90,40	42.587	93,87
Velocidad inadecuada para las condiciones	16.171	7,39	2.321	5,12
Sobrepasar la velocidad establecida	4.670	2,14	435	0,96
Marcha lenta	151	0,07	27	0,06
Tipo de conductor				
Profesional	12.361	5,65	1.121	2,47
No profesional	199.862	91,39	42.782	94,30
Otros/desconocido	6.475	2,96	1.467	3,23
Defecto físico previo				
Ninguno	198.868	90,93	41.219	90,85
De visión	6.667	3,05	1.225	2,70
De audición	186	0,09	9	0,02
De miembros superiores	129	0,06	11	0,02
De miembros inferiores	341	0,16	53	0,12
Otros	291	0,13	40	0,09
Desconocido	12.216	5,59	2.813	6,20
Infracciones administrativas				
Ninguna	213.074	97,43	44.407	97,88
Carecer del permiso de conducción	628	0,29	98	0,22
Sin inspección técnica del vehículo	2.493	1,14	529	1,17
Otras	2.503	1,14	336	0,74
Uso del cinturón de seguridad				
Sí	147.094	67,26	30.476	67,17
No	48.353	22,11	8.971	19,77
Desconocido	23.251	10,63	5.923	13,05