



Validación del Cuestionario de Cogniciones en la Conducción (DCQ) en población general española

Antonio Ruiz-García¹, Agustín Wallace-Ruiz², Óliver Jiménez^{2,*}, y Luis Valero-Aguayo²

¹ Universidad de Córdoba, Córdoba, España

² Universidad de Málaga, Málaga, España

Resumen: El *Driving Cognitions Questionnaire* (DCQ; Ehlers et al., 2007) evalúa las preocupaciones sociales, accidentes y ataques de pánico en los casos de fobia a conducir. Esta fobia tiene una prevalencia entre el 2% y 6%, e inhabilita a la persona para conducir, o causando a menudo una gran ansiedad. Se presenta un estudio sobre las características psicométricas del DCQ adaptado a población española. Han participado 716 personas (55.6% mujeres), de una edad media de 37.7 años, con un rango entre los 18 y 80 años, donde un 41.8% de ellos declararon haber tenido alguna experiencia negativa al conducir. El DCQ ha mostrado una alta fiabilidad por consistencia interna (entre $\alpha = .92$ y $.97$), y test-retest (entre $r = .73$ y $.87$), y también alta validez convergente con el cuestionario ISAT-3 (entre $r = .72$ y $.80$). El análisis factorial exploratorio mostró los tres factores, mientras que el análisis factorial confirmatorio mostró un modelo con dos factores y otro con tres factores. Un punto de corte de 52 indicaría un posible criterio sobre la necesidad de una intervención potencial. Se concluye sobre la utilidad del DCQ para la evaluación de fobia y ansiedad ante la conducción.

Palabras clave: Cuestionario de Cogniciones en la Conducción. DCQ. Validación. Fiabilidad. Fobia a conducir. Amaxofobia. Población española.

Title: Validation of Driving Cognitions Questionnaire (DCQ) for general Spanish population.

Abstract: The *Driving Cognitions Questionnaire* (DCQ; Ehlers et al., 2007) assesses social concerns, accidents, and panic attacks in driving phobia cases. This phobia has a prevalence for 2%- 6%, and impairs the ability to drive, often causing severe anxiety. We present a study on the psychometric properties of the DCQ adapted for the Spanish population. A total of 716 people participated (55.6% women) took part, with a mean age of 37.7 years (range from 18 to 80 years); of these, 41.8% reported some negative driving experiences. The DCQ demonstrated high internal consistency reliability (between $\alpha = .92$ and $.97$) and test-retest reliability ($r = .73$ to $.87$). It also showed strong convergent validity with the ISAT-3 questionnaire ($r = .72$ to $.80$). Exploratory factor analysis revealed three factors, whereas confirmatory factor analysis supported both two and three-factor models. A cut-off score of 52 indicates potential intervention needs as a criterion for considering the needs. We conclude that the DCQ is useful for assessing driving phobia and anxiety.

Keywords: Driving Cognitions Questionnaire. DCQ. Validation. Reliability. Driving phobia. Amaxophobia. Spanish sample.

Introducción

El Cuestionario para la Evaluación de las Cogniciones en la Conducción (*Driving Cognitions Questionnaire*, DCQ; Ehlers et al., 2007) tiene el objetivo de evaluar las preocupaciones sociales, accidentes de tráfico y ataques de pánico durante la conducción. La fobia a conducir está recogida como una fobia específica de tipo situacional, según la *American Psychiatric Association* (APA) en el *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* en su 5^a edición revisada (APA, 2024), definida como un miedo o ansiedad intensa y desproporcionada hacia un objeto o situación específica, caracterizada por los continuos intentos de la persona en evitar toda clase de situaciones en la que se vea implicado el estímulo fóbico.

Las fobias específicas muestran una prevalencia, a lo largo de la vida, del 7.4% (Wardenaar et al., 2017) y en 12 meses oscilan entre el 8% y 12% (APA, 2024), siendo una de las fobias más comunes en la población, viéndose afectadas las mujeres con mayor frecuencia que los hombres en una proporción de 2:1 (APA, 2024; Wardenaar et al., 2017). En el caso específico de España, la prevalencia es de un 4.8% a lo largo de la vida, y del 3.8% anual (Wardenaar et al., 2017). En concreto, la fobia a conducir o amaxofobia tiene una prevalencia que oscila entre el 2% y el 6%, siendo la mayoría mujeres con una edad comprendida entre los 30 y 40 años de

edad (Taylor et al., 2000), y es a los 25 años la media de edad estimada en que aparece este tipo de fobia (Antony et al., 1997; Fischer et al., 2020). En una muestra neozelandesa, el miedo a conducir alcanzaba hasta el 52% de los participantes, manifestando ansiedad leve, y de moderada a grave en el 16% de los casos (Taylor, 2018). En esta fobia específica a conducir la persona experimenta un miedo agudo y permanente siempre que se expone a la situación de conducir, reflejándose en respuestas de ansiedad como la taquicardia, temblor, dificultad respiratoria, mareo, hipertensión arterial, sensación de inquietud e hipervigilancia (Delgado y López, 2019). Todo este tipo de respuestas debe permanecer un mínimo de seis meses (Fischer, 2020).

El origen de esta fobia no está del todo claro. Taylor y Deane (1999), en un estudio clásico, proponen tres razones principales: los acontecimientos relacionados con accidentes automovilísticos, una experiencia negativa al volante, o bien un condicionamiento vicario o informativo. En contraposición, hay casos en que las personas no son capaces de identificar el origen de su miedo, o también informan de haberlo experimentado desde siempre (Fischer et al., 2020). En este sentido, las personas que inician la conducción a edades más tardías, tendrían más posibilidad de desarrollar esta fobia, en comparación con las personas que la inician en edades más tempranas (Fischer et al., 2020; Taylor et al., 2007).

Generalmente, la fobia a conducir se caracteriza por unos miedos exagerados e ilógicos, pero que no incapacitan a la persona para la conducción, o lo hace soportando altos niveles de ansiedad (Costa et al., 2018; Hidalgo-Muñoz et al., 2023). En este sentido, la situación más temida es la de tener

* Correspondence address [Dirección para correspondencia]:

Óliver Jiménez. Universidad de Málaga, Málaga (España).

E-mail: oliverjjimenez@uma.es

(Artículo recibido: 14-01-2025; revisado: 25-03-2025; aceptado: 11-06-2025)

un accidente automovilístico, aunque existen otros miedos relacionados con la propia habilidad, tales como tener problemas con el control del vehículo, dificultades relativas a no tener las habilidades suficientes para la conducción, ser criticado por los demás por la forma de conducir. También otros miedos relacionados con situaciones específicas tales como conducir a mucha velocidad, cambiar de carril, conducir por puentes, zonas desconocidas o durante la noche (Costa et al., 2018; Hidalgo-Muñoz et al., 2023; Taylor y Deane, 2000).

Según Fischer et al. (2020), la fobia a conducir presenta una alta comorbilidad con el Trastorno de Estrés Postraumático (TEPT). Se presenta en un 15% de los supervivientes a un accidente de tráfico, y un 45% de un TEPT posterior a otros sucesos. En este sentido, el miedo a conducir como TEPT, está relacionado con esos miedos de los supervivientes de un accidente, reuniendo las características de uno y otro diagnóstico (Fischer et al., 2020).

En la evaluación de la fobia a conducir se utilizan varios tipos de instrumentos. En principio, entrevistas generales, como son la *Entrevista Conductual para Fobias Específicas* (Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2021) o la *Entrevista para los Trastornos de Ansiedad y Trastornos Relacionados* (Brown y Barlow, 2014; Bados, 2017). Pero, sobre todo, se han propuesto diversos instrumentos de tipo autoinforme, como son el *Driving Situation Questionnaire* (DSQ; Ehlers, 1990), el *Inventario de Situaciones Ansígenas en el Tráfico* (ISAT; Carbonell et al., 1995), el *Driver Behaviour Questionnaire* (DBQ; Reason et al., 1990), el *Driving and Riding Avoidance Scale* (DRAS; Stewart y Peter, 2004; traducción al español en Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2021), *Driving Behaviour Survey* (DBS; Clapp et al., 2011), *James Whetstone's Measure of Amaxophobia* (Whetstone et al., 2020) y, por último, siendo el más reciente, el *Instrument for Fear of Driving* (IFD; Fischer et al., 2023) (para una revisión véase Taylor et al., 2021).

En la actualidad, los instrumentos específicos validados para esta fobia en población española son pocos o inexistentes. En concreto, el *Driving Cognitions Questionnaire* (DCQ, Ehlers et al., 2007) ha sido utilizado en estudios clínicos para comprobar los cambios terapéuticos pre-postintervención en fobia a la conducción (p. ej., Fischer et al., 2021; Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2015, 2020, 2025). Este DCQ ha sido diseñado para la evaluación del miedo a conducir y factores relacionados, de forma más completa. Los análisis psicométricos del DCQ en los estudios originales en inglés (Ehlers et al., 2007) se realizaron con tres muestras clínicas de diferentes países: con personas con fobia a conducir (69 participantes), con mujeres con miedo a conducir (100 participantes) y con supervivientes de accidentes de tráfico (78 participantes). En este estudio, el DCQ mostraba una estructura factorial de tres factores sobre esas preocupaciones cognitivas (pánico, accidentes y sociales) y una escala total. Estos resultados se replicaron en las tres muestras, y en todas ellas se obtuvo una alta consistencia interna (entre $\alpha = .89$ y $.96$) y correlaciones elevadas con otras medidas para la evaluación del miedo a conducir. En estos estudios no se obtuvo su fiabilidad test-retest.

Se han realizado varias traducciones y validaciones del DCQ en otros países, como en Brasil, en dos estudios diferentes, uno con población general (187 participantes) y otro con estudiantes de autoescuelas (200 participantes). En el primero de los estudios mencionados (Santos-Olisan et al., 2015), en población general, asumiendo la estructura factorial del estudio original, obtuvieron una alta consistencia interna para preocupaciones de pánico $\alpha = .89$, para preocupación por causar accidentes $\alpha = .91$, para preocupaciones sociales $\alpha = .92$ y para la escala total $\alpha = .96$. En el segundo estudio brasileño mencionado (Oliveira-Gomes et al., 2015), con estudiantes de autoescuelas, tras el análisis factorial obtuvieron dos factores que denominaron: (a) cogniciones relacionadas con el miedo a la crítica social/falta de control en el tráfico y (b) cogniciones relacionadas con el miedo a los accidentes de tráfico. En este estudio se obtuvo una consistencia interna de $\alpha = .90$ y $\alpha = .89$, en cada subescala respectivamente. Para la selección de los ítems, se tomaron las cargas factoriales para cada factor, iguales o superiores a $.30$. En cuanto a la validez convergente, se mostró moderada entre DCQ y STAI-E y STAI-R. En ninguno de los dos estudios mencionados se ha proporcionado información sobre fiabilidad test-retest.

Siguiendo el estudio de Taylor et al. (2021), el cuestionario DCQ ha mostrado evidencias sobre sus propiedades psicométricas, aunque la investigación realizada en su mayoría se ha hecho con estudiantes y muestras clínicas, desconociéndose en población general el miedo y ansiedad a conducir, así como sus propiedades psicométricas. El trabajo de Taylor et al. (2021), realizado en población general de Nueva Zelanda (420 participantes) encontró alfas de Cronbach que oscilaban entre $\alpha = .82$ (preocupaciones sociales) y $\alpha = .87$ (preocupaciones relacionadas con accidentes y pánico); y, $\alpha = .93$ para la escala total. En cuanto a la estructura factorial, realizaron un análisis factorial confirmatorio de los ítems propuestos en la escala original pero no replicaron los resultados con éxito, decantándose por un modelo de dos factores.

El DCQ también ha sido validado al alemán, denominado por sus autores DCQ-R (Heider et al., 2018), debido a que realizaron algunos cambios menores en la traducción al alemán. Este estudio se realizó con dos muestras, una de población general (843 participantes) y una muestra clínica (98 participantes), confirmando, tras un análisis factorial exploratorio, la estructura de tres factores de la escala original, y en un análisis factorial confirmatorio, un modelo bifactorial que condujo a un buen ajuste. También informaron de evidencias de una buena fiabilidad (entre $\alpha = .86$ y $.89$) y validez.

En España, Ruiz-Cabello (2018) aplicó una traducción *ad hoc* del DCQ a una muestra de 300 conductores para conocer el valor explicativo y predictivo de la sensibilidad a la ansiedad para desarrollar miedo y fobia a conducir. El autor, siguiendo las escalas del original, obtuvo una consistencia interna de $\alpha = .95$, para la escala total; $\alpha = .91$, para preocupaciones de pánico; $\alpha = .88$, para miedo a los accidentes; y, $\alpha = .88$, para preocupaciones sociales.

Debido a la escasez de instrumentos validados en español para la evaluación de los problemas y fobias relacionados con la conducción, se plantea este estudio instrumental con el DCQ. El objetivo general sería conocer las propiedades psicométricas del cuestionario DCQ en población española, y como objetivos específicos: (a) comprobar su estructura factorial; (b) evaluar la fiabilidad por consistencia interna y fiabilidad, (c) la consistencia temporal de las respuestas mediante test-retest; (d) validez convergente y discriminante; (e) proporcionar criterios clínicos para diferenciar a personas con y sin trastorno; y también (f) conocer si existen relaciones entre algunas variables sociodemográficas y el miedo/fobia a conducir.

Método

Participantes

Han participado 716 personas, de las cuales 399 fueron mujeres (55.6%) y 317 hombres (44.4%). La media de edad de los participantes fue de 37.73 ($DT=14.89$), en un rango de edad entre 18 y 80 años. De todo el conjunto de la muestra, 122 (17%) participantes señalaron encontrarse en tratamiento, siendo el 13.5% de tipo médico, el 1.0% psiquiátrico y el 2.5% psicológico. Del total, 42 participantes (5.9%) señalaron que tenían algún trastorno psicológico (ansiedad, trastorno de estrés postraumático, trastorno obsesivo-compulsivo, trastorno de adaptación, estrés y depresión). De la muestra general, 299 participantes (41.8%) declararon haber tenido una experiencia negativa en la conducción, y 25 (3.5%) tuvieron un tratamiento específico para la fobia a conducir. Los participantes con perfil clínico fueron eliminados para la realización de los análisis estadísticos. De igual manera, con el fin de facilitar la comunicación de resultados, se dividió la muestra por rangos de edad en tramos de 10 años. La información con las variables demográficas se encuentra en la Tabla 1.

En cuanto al test-retest, la muestra fue de 16 participantes, de los cuales 14 (87.5%) eran mujeres y 2 varones (12.5%). La media de edad entre los participantes era de 25.60 ($DT = 7.40$), en un rango de edad entre los 21 y 46 años. Del total, sólo un participante señaló tener un trastorno psicológico (trastorno de alimentación), y ningún participante indicó que estuviera en ningún tipo de tratamiento. De esta muestra, 7 personas (43.8%) informaron haber tenido una experiencia negativa al conducir, pero ningún participante ha recibido un tratamiento específico para la fobia a conducir.

Tabla 1
Características sociodemográficas de la muestra (N = 716).

Edad	N	%	Tipo de tratamiento	N	%
18 a 28 años	256	35.8	Ninguno	594	83.0
29 a 39 años	127	17.7	Médico	97	13.5
40 a 50 años	149	20.8	Psiquiátrico	7	1.0
51 a 61 años	157	21.9	Psicológico	18	2.5
Más de 61 años	27	3.8	Trastornos psicológicos		
Género			No	674	94.1
Hombres	317	44.3	Sí	42	5.9
Mujeres	399	55.7	Tratamiento específico		
Estado Civil			No	691	96.5
Soltero/a	338	47.2	Sí	25	3.5
Casado/a, Pareja hecho	310	43.3	Experiencia negativa		
Separado/a-Divorciado/a	38	5.3	No	417	58.2
Viudo/a	7	1.0	Sí	299	41.8
En pareja	23	3.2	Frecuencia de uso del coche		
Ocupación			A diario	324	45.3
Hogar	42	5.9	Varias veces a la semana	180	25.1
Paro	36	5.0	Varias veces al mes	94	13.1
Estudiante	219	30.6	Varias veces al año	34	4.7
Trabajador	354	49.4	Una vez al año	8	1.1
Autónomo	40	5.6	Más de un año sin conducir	71	9.9
Jubilado/a	19	2.7	Años de carné de conducir		
Estudiando y trabajando	6	0.8	1 año o menos	134	18.7
			2 a 5 años	121	16.9
Nivel de estudios			6 ay 10 años	65	9.1
Ninguno	4	0.6	11 a 20 años	125	17.5
Primaria	44	6.1	21 a 30 años	142	19.8
Secundaria	48	6.7	Más de 30 años	125	17.5
Bachillerato	103	14.4			
Formación profesional	157	21.9			
Universitario	295	41.2			
Posgrado	65	9.1			
Residencia					
Familia-padres	214	29.9			
Familia-propia	359	50.1			
Vivienda compartida	96	13.4			
Solo/a	45	6.3			
Otros	2	0.3			

Instrumentos

Se ha utilizado un cuestionario de datos sociodemográficos para obtener informaciones sobre los participantes, así como los cuestionarios específicos DCQ y ISAT-3, ya validado en español, para comparar y obtener la validez concurrente.

Cuestionario de datos sociodemográficos ad hoc. Se recogió información como edad, género, ocupación, residencia y nivel de estudios, tratamientos que reciben (médico, psicológico o psiquiátrico) y diagnóstico o trastorno; también si habían tenido tratamiento específico para la fobia a conducir; experiencias negativas durante la conducción; tiempo en posesión del carné de conducir y frecuencia con la que se conduce. Los datos de la muestra aparecen en la Tabla 1.

Cuestionario para la Evaluación de las Cogniciones en la Conducción (Driving Cognitions Questionnaire, DCQ; Ehlers et al., 2007; versión española de Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2021). Consta de 20 ítems, que se responden en escala Likert (0 =

nunca hasta 4 = siempre), que se agrupan en tres subescalas: preocupaciones de pánico, de accidentes y sociales; y una escala total. En el estudio original su consistencia interna es elevada, entre $\alpha = .89$ y $.93$, para las subescalas, y de $\alpha = .96$ en la escala total; además, tiene una elevada validez convergente con otros instrumentos de evaluación de problemas con la conducción, y también se ha mostrado sensible para diferenciar entre personas con y sin fobia a conducir.

Inventario de *Situaciones Ansíogenas en el Tráfico (ISAT-3; Carbonell et al., 1995)*. Consta de 32 ítems, a responder en escala Likert (1 = nada hasta 7 = muchísimo). Está compuesto por cuatro subescalas: autoevaluación y evaluación externa, críticas y agresión, impedimentos externos y retenciones, evaluación por parte de la autoridad; y una escala total. La escala total en los estudios originales mostró una alta consistencia interna $\alpha = .91$; y entre $\alpha = .73$ y $.85$, para las subescalas. Además, mostró alta fiabilidad test-retest tras dos meses (total $r = .91$ y entre $r = .73$ y $.85$), para la escala total, un $r = .98$; y entre $r = .93$ y $.97$, para las subescalas, teniendo una alta consistencia temporal.

Procedimiento

En primer lugar, para la adaptación del DCQ, se siguió la guía para la adaptación de tests (Hambleton, 2005; ITC, 2021) y se realizó una traducción al español por dos de los autores del artículo. La retrotraducción corrió a cargo de un traductor bilingüe independiente con experiencia en la temática. Las discrepancias entre las dos versiones fueron revisadas por dos investigadores expertos para ajustar la traducción (Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2021). Este estudio ha sido aprobado por el Comité Ético de Investigación Humana de la Universidad de Córdoba (España, Ref. CEIH-22-23); y sigue las normas éticas de la *American Psychological Association* y la Declaración de Helsinki (WMA, 2013).

Los participantes se obtuvieron mediante un muestreo no probabilístico, empleando el método de bola de nieve. Para ello, por un lado, se recurrió a estudiantes universitarios, los cuales debían contactar a cinco personas, además de ellos mismos, con las instrucciones de que las personas fueran mayores de 30 años, priorizando hombres y a continuación mujeres (si no tenían problemas de miedo/fobia). De este modo, y siguiendo a Demerouti y Rispens, (2014), se pretendía dar mayor heterogeneidad a la muestra en cuanto a sexo, edad, nivel educativo, etc. Si algún participante había tenido experiencias negativas en la conducción o tenía algún tipo de miedo o fobia a este estímulo, se registraba explícitamente este hecho. Por otro lado, se utilizaron también las redes sociales para la difusión de la batería de cuestionarios. En todos los casos se daban siempre las mismas indicaciones y acceso personal a la dirección web donde realizar el cuestionario. En la información de la web se solicitaba el consentimiento informado, donde se indicaba la voluntariedad de la participación, y tratamiento anónimo de los datos y las informaciones personales de los encuestados. Para mantener la ley de protección de datos, el programa web no registraba las

direcciones IP, ni las *cookies*, *e-mails*, ni procedencia, ni nombres identificativos de quien contestaba.

La batería de cuestionarios y los datos referentes al estudio, así como la aceptación de la participación y los aspectos éticos/legales, fueron recogidos mediante un formulario de *Google Forms*. En la página inicial del cuestionario se daba información sobre el estudio, anonimato y voluntariedad de la participación en el estudio, así como una descripción/explicación de los objetivos del estudio. Una vez aceptada la participación, en la siguiente página, y sucesivas, se solicitaron los datos sociodemográficos sin ninguna identificación personal, y posteriormente aparecían en una nueva página los ítems de los cuestionarios, sin identificar los nombres de los mismos. La duración aproximada de todo el proceso era de unos 15 minutos. Los datos se registraron en un fichero Excel codificado y con clave.

Para el estudio sobre la estabilidad temporal de las respuestas (fiabilidad test-retest) uno de los investigadores contactó con los participantes, que formaban parte de una muestra de participantes cercanos y del entorno laboral, y que conformaron la muestra para este estudio de test-retest. Para ello, envió el enlace con el cuestionario para cumplimentarlo, y 15 días después envió un recordatorio a la lista de participantes. Solo se consideraron los participantes que habían respondido en las dos ocasiones y tras un mínimo de 15 días entre una y otra.

Análisis de datos

Se utilizó *Jamovi 2.3* (2020) como software estadístico de código abierto, para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), y también se utilizó para el cálculo de los índices de fiabilidad y validez. Adicionalmente se utilizó *Rstudio* (2020) para otros análisis complementarios del AFC.

También se realizó la comprobación de la invariancia total de las puntuaciones del DCQ. Por invariancia total entendemos que las puntuaciones de DCQ se agrupan en el mismo número de factores, con las mismas cargas factoriales, los mismos errores de medida, los mismos interceptos y las mismas varianzas y covarianzas en los grupos comparados (hombres y mujeres). Todas las restricciones se introdujeron simultáneamente, comprobando la invariancia total entre cada par de grupos.

Se utilizó el método de mínimos cuadrados ponderados, calculado sobre la matriz de correlaciones policóricas (procedimiento DWLS). Por último, se utilizaron como medidas de bondad de ajuste los siguientes índices: RMSEA (*Root-Mean-Square Error of Approximation*), y TLI (*Tucker Lewis Index*). El CFI se utilizó para comparar la bondad del ajuste entre modelos. Las diferencias entre ji-cuadrado ($\Delta\chi^2$) y CFI se utilizaron para comparar la bondad de ajuste entre modelos.

Se utilizó el alfa de Cronbach y el omega de McDonald para estimar la consistencia interna de las puntuaciones, donde valores mayores o iguales que .70 se consideran adecuados.

Resultados

Análisis Factorial Confirmatorio

Se realizó un AFC, y como puede observarse en la Tabla 2 todos los índices indican que el modelo de 3 factores es el que obtiene un mejor ajuste. El RMSEA es igual o inferior a .08, y el CFI y el TLI (índice de bondad de ajuste) es superior a .95 en todos los casos. Existen diferencias estadísticamente significativas entre el modelo de 1 factor y el de 3 factores ($\Delta\chi^2 = 987.58$, $\Delta df = 8$; $p < .01$), el modelo de 3 factores y el de 2 factores ($\Delta\chi^2 = 12.41$, $\Delta df = 2$; $p < .01$), y con el modelo bi-factor ($\Delta\chi^2 = 843.89$, $\Delta df = 5$; $p < .01$).

En la Figura 1 se puede observar la estructura factorial del modelo de 3 factores que es el que ha obtenido el mejor ajuste.

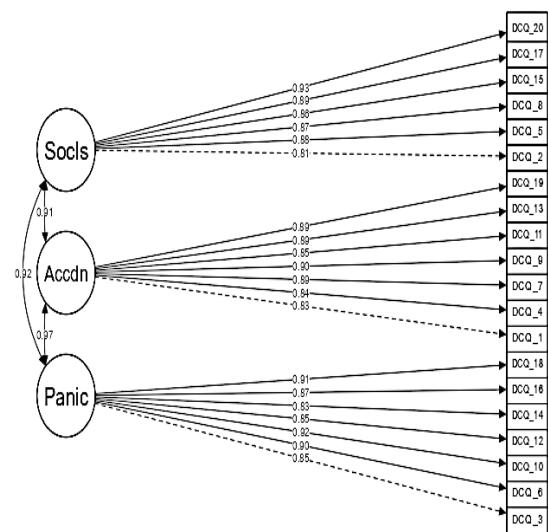
Tabla 2

Ánalisis factorial confirmatorio ($N = 673$) y análisis multigrupo (procedimiento DWLS; matrices de correlación polícoras): hombres = 304, mujeres = 369.

Grupo/Modelo	χ^2	gl	RMSEA (CI 90%)	CFI	TLI
Modelo base	72084.06	190			
DCQ 1 factor	1281.06	170	.096 (.092–.102)	.95	.95
DCQ 2 factores	306.43	169	.037 (.032–.043)	.99	.99
DCQ 3 factores	294.02	167	.033 (.027–.039)	.99	.99
DCQ bi-factor	1137.91	162	.092 (.087–.097)	.99	.99
DCQ 3 H-M Configural	341.14	334	.013 (.001–.024)	.99	.99
DCQ 3 H-M Métrica	365.06	351	.013 (.001–.024)	.99	.99
DCQ 3 H-M Escalar	365.08	348	.028 (.020–.035)	.99	.99
DCQ 3 H-M Residual	365.08	348	.028 (.020–.035)	.99	.99

Figura 1

Estructura factorial del modelo de tres factores del DCQ.



Invariancia factorial

Además, todos los índices de ajuste indican que este modelo se ajusta razonablemente bien a los datos de los grupos estudiados. El índice CFI del modelo de un solo grupo (es decir, muestra total) es igual a los índices CFI del análisis

multigrupo, lo que permite concluir (Cheung y Rensvold, 2002) que las puntuaciones del DCQ muestran una invariancia total (configural, de cargas factoriales, de errores de medición, de interceptos, de varianzas y covarianzas) entre hombres y mujeres (utilizando los criterios tradicionales) de -.01 para ΔCFI y .01 para $\Delta RMSEA$.

Diferencias de medias latentes

Para estimar las diferencias entre grupos en función del sexo, se estableció como grupo de referencia los varones (medias fijadas en cero). Se calcularon razones críticas (RC) para estimar si las diferencias en función del sexo eran estadísticamente distintas de cero. Las razones críticas superiores a 1.96 indican que la media registrada en el grupo de comparación es mayor que la del grupo de referencia.

Los resultados muestran niveles más altos de fobia en mujeres que en hombres tanto en la escala de Pánico (RC = -7.03), Accidentes (RC = -8.49), Sociales (RC = -9.25) y Total (RC = -7.94), con una magnitud de las diferencias mediana (d entre .54 y .72).

El análisis del grado de relación (lambda estandarizadas) de cada ítem con su factor (ver Tabla 3) mostró que todos los ítems pesaban en el factor al que pertenecen por encima de .50.

Tabla 3

Medias y desviaciones típicas de cada uno de los ítems (rango 0-4), y cargas factoriales para el modelo de 3 factores de cada ítem del DCQ.

Ítems DCQ	M (DT)	lambda
<i>Factor 1: Pánico</i>		
3. Voy a ser incapaz de controlar mi respiración	0.54 (0.94)	.85
6. Voy a temblar y no voy a poder conducir	0.75 (1.11)	.90
10. No voy a ser capaz de pensar con claridad	0.84 (1.13)	.92
12. Me voy a quedar atrapado/a en mi coche	0.61 (0.98)	.85
14. Me voy a quedar tirado/a con el coche	0.55 (0.94)	.83
16. Mi corazón va a dejar de latir	0.39 (0.82)	.87
18. No voy a ser capaz de moverme	0.60 (0.98)	.91
<i>Factor 2: Accidentes</i>		
1. No voy a reaccionar a tiempo	1.26 (1.16)	.83
4. No puedo controlar si otros coches me van a dar un golpe	1.04 (1.15)	.85
7. Voy a resultar herido/a	0.73 (1.05)	.89
9. Voy a herir a alguien	0.77 (1.10)	.90
11. Voy a morir en un accidente	0.76 (1.07)	.85
13. Voy a causar un accidente	0.93 (1.13)	.89
19. La gente que viaja conmigo en el coche resultará herida en un accidente	0.69 (1.04)	.89
<i>Factor 3: Sociales</i>		
2. La gente que me importa me va a criticar	1.05 (1.14)	.81
5. Otras personas van a notar que estoy nervioso/a	0.97 (1.17)	.88
8. La gente va a pensar que soy un/a mal/a conductor/a	0.95 (1.18)	.87
15. Voy a retrasar el tráfico y la gente se va a enfadarme conmigo	1.00 (1.20)	.86
17. La gente se va a reír de mí	0.76 (1.11)	.89
20. Voy a perder el control de mí mismo/a y reaccionaré de forma estúpida o peligrosa	0.74 (1.09)	.93

Fiabilidad

Los valores del alfa de Cronbach y el omega de McDonald, en todos los casos, muestran un alto nivel de consistencia interna, desde $\alpha = .92$ a $.97$ en las diversas escalas y en el DCQ completo. Por otro lado, también la fiabilidad test-retest, con una pequeña muestra, estuvo entre $.73$ y $.87$. En todas las escalas los índices fueron estadísticamente significativos. En la Tabla 4 se muestran todos esos índices de fiabilidad y test-retest del DCQ, tanto para la escala total como para las subescalas.

Tabla 4

Resultados de la fiabilidad por consistencia interna y test-retest para el DCQ total y las diversas subescalas.

Test/Escala	<i>M</i> (<i>DT</i>)	<i>a</i> Cronbach	ω McDonald	<i>r</i> Test-retest
DCQ total	15.95 (17.29)	.97	.97	.87 ***
Pánico	4.28 (5.78)	.93	.93	.73 **
Accidentes	6.18 (6.51)	.93	.93	.75 ***
Sociales	5.48 (5.92)	.92	.93	.86 ***

Nota: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Validez convergente

Los resultados de la validez convergente con el cuestionario ISAT-3 (Tabla 5) muestran correlaciones altas ($r = .72$ - $.80$) entre el DCQ y la puntuación y las escalas del ISAT-3. En cuanto a las correlaciones de las escalas de ambos cuestionarios, las que hay entre las escalas de pánico y accidentes con las escalas del ISAT-3 son moderadas-altas ($r = .64$ - $.71$) mientras que las de la escala preocupaciones sociales es alta ($r = .72$ - $.78$).

Tabla 5

Resultados validez convergente con el cuestionario ISAT-3.

Escalas	Evaluación		Críticas		Impedimentos		Evaluación ISAT-3	
	Externa	Agresión	externos	Autoridad	Total			
DCQ total	.81***	.73***	.73***	.72***	.78***			
Pánico	.76***	.63***	.67***	.65***	.70***			
Accidentes	.78***	.70***	.69***	.69***	.76***			
Sociales	.75***	.75***	.72***	.72***	.77***			

Nota: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Las puntuaciones obtenidas en los ítems del DCQ, una vez ordenadas de más a menos frecuentes, indican que los ítems referidos a preocupaciones sobre accidentes y preocupaciones sociales son los más elevados, mientras que los ítems referidos a la escala de pánico tienen menores puntuaciones.

Con base en estas puntuaciones se ha calculado un punto de corte para la escala total de 51 puntos (en un rango de 0 a 80 puntos), de manera que las personas que superen esta puntuación podrían presentar problemas de fobia a la conducción.

Posteriormente, se analizaron las diferencias de puntuaciones obtenidas en el DCQ en función de diferentes variables sociodemográficas recogidas en el estudio. Con la variable *experiencias negativas*, aquellos que las han experimentado obtienen significativamente mayores puntuaciones en el

DCQ ($M = 21.80$, $DT = 19.08$), que aquellos que no las han experimentado ($M = 12.05$, $DT = 14.77$) [$t(671) = -7.45$; $p < .001$; $d = .59$]. Utilizando la variable *frecuencia de uso del coche* en general, se ha obtenido que las puntuaciones del DCQ aumentan a medida que disminuye la frecuencia de uso del vehículo (ver Tabla 6). Por ejemplo, quienes conducen solo una o varias veces al año tienen una media entre 40.50 y 26.87, bastante más alta que quienes conducen a diario (9.58), encontrándose en la muestra, además, un 9.73% de personas que ya no conducen.

Para comprobar si estas diferencias eran estadísticamente significativas, se realizó un ANOVA, obteniendo un resultado positivo [$F(5.662) = 31.14$; $p < .001$; $\omega^2 = .18$]. Las pruebas *post-hoc* muestran que existen diferencias estadísticamente significativas entre el grupo que utiliza el coche todos los días y el resto de grupos, y entre aquellas personas que conducen varias veces a la semana con el resto de grupos, pero no así entre las personas que lo utilizan varias veces al mes y los que lo hacen varias veces al año, una vez al año y más de un año que no conducen (tabla 7).

Utilizando la variable *años de carné de conducir*, aunque las puntuaciones del DCQ disminuyen a medida que aumenta el tiempo de carné (ver Tabla 6), esta disminución no es lineal. De esta forma, hay una relación inversa entre los años de carné de conducir y las puntuaciones en el DCQ, cuanta más edad conduciendo menor puntuación, así los que tienen menos de 1 año de carné tienen una puntuación media de 23.70, mientras que los que tienen más de 20 o 30 años tienen 12.83 y 7.66 puntos, respectivamente (ver Tabla 6).

Para comprobar si estas diferencias eran estadísticamente significativas, se realizó un ANOVA, obteniendo un resultado positivo [$F(5.663) = 12.95$; $p < .001$; $\omega^2 = .08$]. Las pruebas *post-hoc* muestran que existen diferencias estadísticamente significativas entre los que tienen un año o menos de carné, y los que llevan 21 o más años. Los grupos de entre 2 y 20 años de carné, muestran diferencias significativas con el grupo de las personas que obtuvieron su carné de conducir hace más de 30 años, sin embargo, no se han encontrado diferencias entre los demás grupos (tabla 8).

Tabla 6

Descriptivos sobre el uso del coche y años del carné de conducir en los participantes.

Frecuencia de uso del coche	<i>N</i>	%	<i>M</i>	<i>DT</i>
A diario	307	45.96	9.58	12.27
Varias veces a la semana	171	25.60	15.49	15.99
Varias veces al mes	87	13.02	22.77	17.93
Varias veces al año	32	4.79	26.88	21.06
Una vez al año	6	0.90	40.50	22.77
Hace más de un año que no conduce	65	9.73	30.63	20.93
Años del carné de conducir				
1 año o menos	128	18.71	23.70	18.51
Entre 2 y 5 años	113	16.89	17.51	16.72
Entre 6 y 10 años	59	9.07	17.37	14.75
Entre 11 y 20 años	115	17.45	17.25	18.94
Entre 21 y 30 años	135	18.83	12.83	15.88
Más de 30 años	119	17.50	7.67	12.96

Tabla 7
Resultados de las pruebas post-hoc para la variable frecuencia de uso del coche.

		Diferencia de Medias	t	p
			Tukey	
A Diario	Varias veces a la semana	-5.906	-4.192	< .001
	Varias veces al mes	-13.190	-6.448	< .001
	Varias veces al año	-17.295	-4.565	< .001
	Una vez al año	-30.920	-3.317	.019
	Más de un año que no conduce	-21.051	-7.829	< .001
Varias veces a la semana	Varias veces al mes	-7.285	-3.198	.020
	Varias veces al año	-11.390	-2.906	.032
	Una vez al año	-25.010	-2.808	.041
	Más de un año que no conduce	-15.145	-5.277	< .001
Varias veces al mes	Varias veces al año	-4.105	-0.979	.922
	Una vez al año	-17.730	-1.868	.499
	Más de un año que no conduce	-7.861	-2.434	.153
Varias veces al año	Una vez al año	-13.630	-1.361	.748
	Más de un año que no conduce	-3.756	-0.827	.961
Una vez al año	Más de un año que no conduce	9.869	1.023	.894

Tabla 8
Resultados de las pruebas post-hoc para la variable años de carné.

		Diferencia de Medias	t	p
			Tukey	
1 año o menos	2 a 5 años	6.190	2.728	.074
	6 a 10 años	6.330	2.509	.128
	11 a 20 años	6.541	2.679	.083
	21 a 30 años	10.873	5.101	< .001
	Más de 30 años	16.039	7.934	< .001
2 a 5 años	6 a 10 años	0.140	0.056	1.000
	11 a 20 años	0.261	0.110	1.000
	21 a 30 años	4.684	2.248	.220
	Más de 30 años	9.849	4.998	< .001
6 a 10 años	11 a 20 años	0.121	0.046	1.000
	21 a 30 años	4.543	1.927	.391
	Más de 30 años	9.709	4.300	< .001
11 a 20 años	21 a 30 años	4.423	1.980	.357
	Más de 30 años	9.588	4.505	< .001
21 a 30 años	Más de 30 años	5.166	2.853	.063

Discusión y conclusiones

El objetivo del presente estudio fue conocer las propiedades psicométricas y confirmar la estructura factorial del cuestionario DCQ en su versión española. Se siguió la guía para la adaptación de tests (Hambleton, 2005; ITC, 2016), realizando una traducción al español por dos de los autores del artículo, y una retrotraducción por un traductor bilingüe independiente y experto en la temática. Las discrepancias entre las dos versiones fueron revisadas por dos investigadores expertos para ajustar la traducción (Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2021).

Los resultados muestran que el DCQ obtiene buenos resultados en sus propiedades psicométricas, con una elevada consistencia interna en la escala total ($\alpha = .97$), y también en

las diferentes subescalas (entre $\alpha = .92$ y .93). Estos resultados están en consonancia con los estudios originales de los autores que obtuvieron un alfa de .96 (Ehlers et al., 2007); y también con otras adaptaciones realizadas en población brasileña donde se obtuvo un alfa de .96 (Santos-Olisan et al., 2015) y de alfa de .89 y .90 (Oliveira-Gomes et al., 2015); en una muestra de Nueva Zelanda de alfa .93 (Taylor et al., 2021); en otra muestra alemana entre alfa .86 y .89 (Heider et al., 2018); y, con otro estudio realizado en nuestro país de alfa .95 (Ruiz-Cabello, 2018).

La media y desviación típica por cada ítem del DCQ, ordenados de mayor a menor en función del nivel de ansiedad, son similares a los obtenidos en el estudio realizado por Taylor et al. (2021), indican también mayores puntuaciones en las preocupaciones de accidentes, sociales, y por último con menores puntuaciones, respecto a preocupaciones de pánico.

Se han obtenido diferencias estadísticamente significativas en cuanto al género, pues las mujeres presentan mayores puntuaciones de esos miedos a la conducción que los hombres, lo que corrobora los trabajos y datos epidemiológicos mostrados por los trabajos anteriores, tanto en fobias específicas en general (APA, 2024; Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2021; Wardenaar et al., 2017), como en fobia a conducir (APA, 2024; Fort et al., 2023; Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2021; Taylor et al., 2011; Taylor, 2018; Wardenaar et al., 2017), aunque en otros trabajos no se han encontrado esas diferencias entre hombres y mujeres (Ruiz-Cabello, 2018; Oliveira-Gomes et al., 2015).

En relación a las posibles experiencias negativas con la conducción, los participantes que han tenido alguna experiencia negativa (accidentes directos o presenciados) presentan mayor miedo y fobia a conducir que aquellas que no han tenido tales experiencias. Respecto a la frecuencia del uso del coche, los resultados indican que cuanto más se utiliza el coche menos preocupaciones y miedos a conducir. De forma similar, las personas que tienen más años de carné de conducir presentan menos miedo que aquellas otras más novatas o con poco tiempo de carné. De esta forma, se podría afirmar junto con otros autores (Fisher et al., 2020; Fort et al., 2023; Taylor et al., 2000), que ese miedo a conducir dependería de los años que tenga la persona con el carné de conducir, los años de experiencia conduciendo (a mayor uso del coche e historia de conducción menor preocupación), y también del hecho de haber tenido o no ya alguna experiencia aversiva con la conducción. Sin embargo, debería explorarse en futuros estudios el número de experiencias negativas (malas experiencias al volante, accidentes o problemas en la conducción, etc.) para comprobar su efecto.

Los datos de fiabilidad muestran que este instrumento posee robustez psicométrica suficiente para la evaluación de este tipo de problemática en población española, obteniendo además una fiabilidad test-retest, tras una evaluación a los 15 días, de $r = .87$ para la puntuación total. En el resto de las subescalas, también se observan altas correlaciones tras el test-retest (entre $r = .73$ y .86). En este sentido, otros estu-

dios no aportan datos relativos a la estabilidad temporal de las respuestas de los participantes con el DCQ.

En el presente estudio se encuentran dos modelos que ajustan adecuadamente en cuanto a la estructura factorial. Por una parte, un modelo de dos factores que aglutina preocupaciones de accidentes y pánico, y preocupaciones sociales, que es la estructura propuesta en los trabajos de Oliveira-Gomes et al. (2015) y Taylor et al. (2021). Pero el modelo más ajustado encontrado en este estudio corresponde a un modelo de tres factores que se ajusta a los factores del trabajo original (Ehlers et al., 2007), y también de otros trabajos posteriores (Heider et al., 2018; Ruiz-Cabello, 2018; Santos-Olisan et al., 2015). Atendiendo al ajuste de los modelos de 2 y 3 factores, ambos obtienen un ajuste similar. Aunque ambos modelos tienen parámetros similares, por el contenido de los ítems resulta más adecuado elegir el modelo de 3 factores, que muestra un valor RMSEA ligeramente inferior al modelo de dos factores, coincidiendo con el criterio de contenido del estudio original y del estudio de Taylor et al. (2021) que, aunque obtienen ese modelo de dos factores, continúan empleando el modelo de tres factores por razones teóricas. Por otra parte, el modelo bi-factor ha obtenido un ajuste muy similar al modelo unidimensional pero peor que los modelos de 2 y 3 factores. Lo que justifica asumir el modelo de tres factores ya mencionado que se corresponde con los estudios originales.

Además, mediante la invariancia factorial, los resultados muestran que la estructura factorial fue similar para hombres y mujeres, resultando un modelo robusto respecto a las diferencias que puedan existir entre las puntuaciones de hombres y mujeres en el test, lo que justifica el uso del DCQ en estudios comparativos por sexo.

Respecto a su validez, se han encontrado correlaciones significativas con el instrumento ISAT-3, que es una medida específica de fobia a conducir ya validada en población española, con la cual presenta una validez convergente muy elevada en las puntuaciones totales y entre las subescalas.

Este trabajo presenta una serie de limitaciones a tener en consideración. En primer lugar, no se ha podido acceder a una muestra más amplia de población clínica con esta fobia específica, ya sea diagnosticada o bajo tratamiento. Hubiera sido interesante haber incorporado una medida directa de evitación a la conducción (por ej., con el cuestionario de miedos FQ), además de evaluar la habilidad de conducción autopercebida, para comprobar si esta tiene algún efecto en el miedo a conducir explorado con el DCQ y la frecuencia de uso del coche (Taylor et al., 2008). Además, se podrían haber incluido otras medidas de fobia específica (sin contenido re-

lativo a la conducción) para comprobar la validez discriminante del instrumento, y usar un método de muestreo aleatorio que permitiese la generalización de los resultados, aunque la metodología de muestreo por bola de nieve sea la adecuada por la dificultad que entraña el acceso a este tipo de población. Por último, la muestra incluida en este trabajo podría tener una mayor homogeneidad en algunas variables sociodemográficas, como estado civil, ocupación, nivel educativo o tipos de tratamiento, de forma que se pudiera obtener una mejor generalización de los resultados. Estas limitaciones deberían tenerse en consideración en futuras aplicaciones del DCQ.

A pesar de estas limitaciones, este trabajo muestra que el DCQ puede ser una herramienta útil y válida para la detección y diagnóstico de los problemas relacionados con la fobia a conducir. Para este fin, se ha obtenido un punto de corte para la escala total, donde obtener una puntuación de 51 o más mostraría dificultades o problemas con la conducción en esta muestra, lo que concuerda con los resultados de Ehlers et al. (2007). Además, este trabajo permitiría a los investigadores realizar estudios de desarrollo transcultural, con un especial interés en países hispanohablantes. Futuros trabajos en esta línea deberían incrementar la muestra clínica para obtener un mayor número de personas con esta problemática en población española.

En resumen, el presente estudio proporciona evidencias psicométricas adecuadas y congruentes con los estudios originales en inglés, sobre el Cuestionario para la Evaluación de las Cogniciones en la Conducción (DCQ), por lo que podemos concluir que es un instrumento fiable y válido para evaluar miedo y fobia a conducir. Además, este instrumento presenta validez convergente con el instrumento ISAT-3, siendo, a su vez, más breve y sencillo de cumplimentar que otros instrumentos validados en población española. Por último, este instrumento puede ser también muy útil para la evaluación pre-postratamiento, para detectar cambios producidos por la intervención de casos de fobia a conducir, como se ha mostrado en trabajos anteriores (Fischer et al., 2021; Ruiz-García y Valero-Aguayo, 2015, 2020, 2025).

Información complementaria

Conflictos de interés. Los autores declaran que no tienen conflicto de interés.

Soporte financiero. Sin financiación.

Declaración de disponibilidad de datos de investigación. Los datos utilizados para este estudio están disponibles mediante petición razonable al autor de correspondencia.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2024). *DSM-5-TR: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed. revised). APA.
- Antony, M., Brown, T., & Barlow, D. (1997). Heterogeneity among specific phobia types in DSM-IV. *Behaviour Research and Therapy*, 35(12), 1089–1100. <https://doi.org/10.1093/med:psych/9780195310641.003.0010>
- Bados, A. (2017). *Fobias específicas: Naturaleza, evaluación y tratamiento*. [Specific phobias: Nature, assessment, and treatment]. [Non published document]. Universitat de Barcelona. <http://hdl.handle.net/2445/115722>
- Brown, T. A. & Barlow, D. H. (2014). *Anxiety and related disorders interview schedule for DSM-5 (ADIS-5) - Adult version. Client interview schedule 5-Copy Set*. Oxford University Press.

- Carbonell, E., Bañuls, R. & Miguel-Tobal, J. J. (1995). El ambiente de tráfico como generador de ansiedad en el conductor: inventario de situaciones ansiógenas en el tráfico (ISAT). [The traffic environment as driver anxiety generator: Anxiety Situations for Traffic Inventory]. *Anuario de Psicología*, 65, 165-183. <https://revistes.ub.edu/index.php/Anuario-psicologia/article/download/9126/11668>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clapp, J. D., Olsen, S. A., Beck, J. G., Palyo, S. A., Grant, D. M., Gudmundsdottir, B., & Marques, L. (2011). The Driving Behavior Survey: Scale construction and validation. *Journal of Anxiety Disorders*, 25, 96-105. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2010.08.008>
- Costa, R. T., Carvalho, M. R., Ribeiro, P., & Nardi, A. E. (2018). Virtual reality exposure therapy for fear of driving: Analysis of clinical characteristics, physiological response, and sense of presence. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 40(2), 192-199. <https://doi.org/10.1590/1516-4446-2017-2270>
- Delgado-Reyes, C. & Sánchez-López, J. V. (2019). Miedo, fobia y sus tratamientos. [Fear, phobia and treatments]. *Psicología Iztacala*, 22(2), 798-833. <https://www.medigraphic.com/pdfs/epsicologia/epi-2019/epi192c.pdf>
- Ehlers, A., Taylor, J. E., Ehring, T., Hofmann, S. G., Deane, F. P., Roth, W. T., & Podd, J. V. (2007). The Driving Cognitions Questionnaire: Development and preliminary psychometric properties. *Journal of Anxiety Disorders*, 21, 493-509. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2006.08.002>
- Fischer, C., Heider, J., Schröder, A., & Taylor, J. E. (2020). "Help! I'm afraid of driving!" Review of driving fear and its treatment. *Cognitive Therapy and Research*, 44(2), 420-444. <https://doi.org/10.1007/s10608-019-10054-7>
- Fischer, C., Heider, J., Taylor, J. E., & Schröder, A. (2021). Cognitive behavior therapy for driving fear: A pilot randomized controlled trial. *Transportation Research Part F: Psychology and Behaviour*, 83, 118-129. <https://doi.org/10.1016/j.trf.2021.10.005>
- Fischer, C., Schröder, A., Taylor, J. E., & Heider, J. (2021). Development and validation of the Instrument for Fear of Driving (IFD). *European Journal of Psychological Assessment*, 39(1), 49-60. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000683>
- Fort, A., Evennou, M., Jallais, C., Charbotel, B., & Hidalgo-Muñoz, A. (2023). A prevalence study of driving anxiety in France. *Journal of Transport & Health*, 32, 101657. <https://doi.org/10.1016/j.jth.2023.101657>
- Hambleton, R. K. (2006). Psychometric models, test designs and item types for the next generation of educational and psychological tests. In D. Bartram, & R. K. Hambleton (eds.). *Computer-based testing and the internet: Issues and advances* (pp. 77-90). John Wiley & Sons Ltd. <https://doi.org/10.1002/9780470712993>
- Heider, J., Fischer, C., & Schröder, A. (2018). Die deutsche Version des "Driving Cognitions Questionnaire" (DCQ) [German version of the "Driving Cognitions Questionnaire" (DCQ)]. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, 47(1), 36-47. <https://doi.org/10.1026/1616-3443/a000459>
- Hidalgo-Muñoz, A. R., Jallais, C., Evennou, M., & Fort, A. (2023). Driving anxiety and anxiolytics while driving: Their impacts on behaviour and cognition behind the wheel. *Heliyon*, 9(5), e16008. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e16008>
- International Test Commission. (2021). *ITC guidelines for translating and adapting tests*. (2^a ed.). ITC. <https://www.InTestCom.org>
- Jamovi (2020). [Computer software]. <https://www.jamovi.org/>
- Oliveira-Gomes, I. C., Lopes, E. J., Rossini, J. C., & Ferrarez, R. (2015). Propriedades psicométricas da versão brasileira do Driving Cognitions Questionnaire – DCQ. [Psychometric properties of the Brazilian version of Driving Cognitions Questionnaire DCQ]. *Avaliação Psicológica*, 14(3), 319-327. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2015.1403.03>
- Reason, J., Manstead, A., Stradling, S., Baxter, J., & Campbell, K., (1990). Errors and violations on the roads: a real distinction? *Ergonomics*, 33(10-11):1315-32. <https://doi.org/10.1080/00140139008925335>
- RStudio Team. (2020). *rstudio: Integrated Development for R*. <http://www.rstudio.com/>
- Ruiz-Cabello, F. (2018). Relación entre la sensibilidad a la ansiedad y el miedo a conducir. [Relation between sensitivity to anxiety and driving fear]. *Apuntes de Psicología*, 36(3), 145-154. <https://apuntesdepsicologia.es/index.php/revista/article/view/745/514>
- Ruiz-García, A., & Valero-Aguayo, L. (2015). Tratamiento progresivo de exposición y terapia de aceptación y compromiso (ACT) en un caso de fobia a conducir. [Treatment of progressive exposure and acceptance and commitment therapy]. Presentation at *IV Congreso Internacional SAVECC de Análisis Funcional del Comportamiento*, Córdoba, Spain.
- Ruiz-García, A., & Valero-Aguayo, L. (2021). *Protocolo multimedia para fobias específicas. Evaluación, intervención y casos clínicos*. [Multimedia protocol for specific phobias: Assessment, intervention, and clinical cases]. Pirámide.
- Ruiz-García, A., & Valero-Aguayo, L. (2025). Fobia a conducir: una intervención multimedia con casos clínicos. [Driving phobia: A multimedia intervention with clinical cases]. *Anuario de Psicología*, 55(I), 50-64. <https://doi.org/10.1344/anpsic2024.55.5>
- Santos-Olisan, G. O., Cantini, J. A., Regine de Carvalho, M., & Cardoso, A. (2015). Psychometric evidence of the Brazilian version of Driving Cognitions Questionnaire (DCQ). *Comprehensive Psychiatry*, 60, 156-160. <https://doi.org/10.1016/j.comppsych.2014.08.044>
- Stewart, A. E., & St. Peter, C. C. (2004). Driving and riding avoidance following motor vehicle crashes in a non-clinical sample: Psychometric properties of a new measure. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 859-879. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(03\)00203-1](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(03)00203-1)
- Taylor, J. E. (2018). The extent and characteristics of driving anxiety. *Transportation Research Part F: Psychology and Behaviour*, 58, 70-79. <https://doi.org/10.1016/j.trf.2018.05.031>
- Taylor, J. E., & Deane, F. D. (1999). Acquisition and severity of driving-related fears. *Behaviour Research and Therapy*, 37(5), 435-449. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(98\)00065-5](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(98)00065-5)
- Taylor, J. E., Alpass, F., Stephens, C., & Towers, A. (2011). Driving anxiety and fear in young older adults in New Zealand. *Age Ageing*, 40(1), 62-66. <https://doi.org/10.1093/ageing/afq154>
- Taylor, J. E., Deane, F. P., & Podd, J. V. (2000). Determining the focus of driving fears. *Journal of Anxiety Disorders*, 14(5), 453-470. [https://doi.org/10.1016/s0887-6185\(00\)00033-5](https://doi.org/10.1016/s0887-6185(00)00033-5)
- Taylor, J. E., Stephens, A. N., & Sullman, M. J. M. (2021). Psychometric properties of the Driving Cognitions Questionnaire, Driving Situations Questionnaire, and Driving Behavior Survey. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, 76, 202-214. <https://doi.org/10.1016/j.trf.2020.11.010>
- Taylor, J., Deane, F. P., & Podd, J. (2008). The relationship between driving anxiety and driving skill: A review of human factors and anxiety-performance theories to clarify future research needs. *New Zealand Journal of Psychology*, 37(1), 28-37. https://www.academia.edu/download/47190660/Kiepke_2008.pdf
- Taylor, J., Deane, F., & Podd, J. (2007). Diagnostic features, symptom severity, and help-seeking in a media-recruited sample of women with driving fear. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 29, 81-91. <https://doi.org/10.1007/s10862-006-9032-y>
- Wardenaar, K. J., Lim, C. C., Al-Hamzawi, A. O., Alonso, J., Andrade, L. H., Benjet, C. D., Bunting, B., de Girolamo, G., Demyttenaere, K., Floresco, S. E., Gureje, O., Hisateru, T., Hu, C., Huang, Y., Kara, E., Kiepka, A., Lepine, J. P., Navarro-Mateu, F., Oakley Browne, M., Piazza, M., ... de Jonge, P. (2017). The cross-national epidemiology of specific phobia in the World Mental Health Surveys. *Psychological Medicine*, 47(10), 1744-1760. <https://doi.org/10.1017/S0033291717000174>
- Whetstone, J. P., Cernovsky, Z., Tenenbaum, S., Poggi, G., Sidhu, A., Istasy, M., & Dreer, M. (2020). Validation of James Whetstone's Measure of Amaxophobia. *Archives of Psychiatry and Behavioral Sciences*, 3(1), 23-33. <https://doi.org/10.22259/2638-5201.0301003>