

## Propiedades psicométricas de una escala breve de autoeficacia para la conducción en conductores de Argentina

### Psychometric properties of a driving self-efficacy scale-short form in Argentinean drivers

Mario A. Trógolo<sup>a,b,\*</sup>, Leonardo A. Medrano<sup>c</sup>, Rubén D. Ledesma<sup>a,d</sup>

<sup>a</sup>Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina

<sup>b</sup>Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

<sup>c</sup>Universidad Siglo 21, Argentina

<sup>d</sup>Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Mar del Plata /IPSIBAT, Argentina

Recibido: 06 abril de 2017

Aceptado: 04 de junio de 2017

#### Resumen

El objetivo de este estudio fue traducir y evaluar las propiedades psicométricas de la escala de autoeficacia para la conducción desarrollada por Dorn y Machin (2004). Se analizó la estructura factorial de la escala, la confiabilidad y se recogieron evidencias de validez externa en una muestra de 447 conductores de la ciudad de Córdoba, Argentina. Adicionalmente, se analizó la invarianza factorial en base al sexo. Los resultados obtenidos por medio de análisis factorial confirmatorio ratifican la estructura unidimensional de la escala, y la invarianza de sus parámetros (configural, métrica y escalar) en hombres y mujeres. Se verificó una consistencia interna adecuada mediante el coeficiente alfa y omega (.81 en ambos casos) y se obtuvieron evidencias satisfactorias de validez externa de las puntuaciones de la escala con medidas de percepción de riesgo, conducción riesgosa, e historial de choques y multas de tránsito. Por último, se comprobó que la escala resulta relativamente robusta frente al sesgo de deseabilidad social. En conjunto, los resultados avalan la validez y confiabilidad de la escala para su uso en Argentina, aunque se requieren nuevas investigaciones que analicen propiedades psicométricas adicionales.

**Palabras clave:** autoeficacia, conductores, psicología del tránsito, adaptación, Argentina.

Para citar este artículo:

Trógolo, M., Medrano, L., & Ledesma, R. (2017). Propiedades psicométricas de una escala breve de autoeficacia para la conducción en conductores de Argentina. *Liberabit*, 23(1), 23-38. doi: 10.24265/liberabit.2017.v23n1.02

#### Abstract

The purpose of this study was to translate and examine the psychometric properties of a driving self-efficacy scale developed by Dorn and Machin (2004). The factor structure, reliability and external validity of the scale were examined in a sample of 447 drivers from Cordoba, Argentina. In addition, measurement invariance across sex was also tested. Results from a confirmatory factor analysis support the unidimensional structure of the scale and the invariance of its parameters (configural, metric and scalar) between men and women. Reliability analyses using alpha and omega coefficients revealed high internal consistency (coefficients equal to .81 in both cases) and satisfactory evidence of external validity of the scale scores, with measures of risk perception, risky driving, history of traffic crashes and fines. Finally, results also showed that the scale seems to be relatively robust against response biases due to social desirability. In summary, findings support the validity and reliability of the scale in Argentina. However, further studies analyzing additional psychometric properties are needed.

**Keywords:** self-efficacy, drivers, traffic psychology, adaptation, Argentina.

Este es un artículo Open Access bajo la licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0



## Introducción

Durante el último siglo el desarrollo de los medios de transporte produjeron cambios sustanciales en el desplazamiento y la forma de vivir pero también en la de morir (Tortosa & Montoro, 2002). Según la Organización Mundial de la Salud (2013) cada año mueren más de 1 200 000 personas por accidentes de tránsito, y entre 20 y 50 millones sufren lesiones de diversa gravedad. Actualmente los traumatismos causados por el tránsito representan la octava causa de muerte a nivel mundial y, de no mediar esfuerzos orientados a la prevención, se estima que para el 2030 podrían convertirse en la quinta causa de muerte.

En Argentina, el panorama resulta difícil de caracterizar debido a la diversidad de fuentes y la falta de un sistema unificado de recolección de datos (Poó, 2014). No obstante, algunas estimaciones indican que presenta uno de los niveles de mortalidad más elevados (Úbeda et al., 2008). Según el Ministerio de Salud (2016), en el 2014 fallecieron 5374 personas en accidentes de tránsito, lo que representa una tasa de mortalidad del 12.6% cada 100 000 habitantes. Las lesiones de tránsito constituyeron la primera causa externa de muerte, siendo aproximadamente cuatro veces más frecuente que las muertes ocasionadas por suicidio y dos veces más frecuente que las producidas por homicidio. Las pérdidas económicas también son elevadas, estimándose un costo directo anual de 10 millones de dólares y un costo indirecto de más de 175 millones de dólares (Gedelstein & Bertoncello, 2006). Como resultado, el tránsito se ha convertido en un grave problema para el desarrollo económico y de la salud de la población argentina, erigiéndose como la primera causa de muerte por lesiones externas en menores de 35 años y la tercera sobre la totalidad de la población, hecho que parece haber incidido negativamente en la esperanza de vida (Escanés, Agudelo-Botero, & Cardona, 2014).

El estudio de los factores de riesgo en la accidentalidad vial señala la necesidad de incorporar

modelos multicausales, atendiendo a diversos factores que incluyen el vehículo, medioambiente, señalizaciones y características de la infraestructura viaria general, y aspectos motivacionales y actitudinales asociados al comportamiento del conductor (Glizer, 1993; Petit, 2014). Aun reconociéndose la naturaleza multifacética, se estima que entre el 90% y 95% de los choques se deben a factores derivados del conductor (Hoffman, 2005; Petridou & Moustaki, 2000), representando así un elemento crítico para la seguridad vial.

## Autoeficacia para la conducción

Dentro de los factores asociados al conductor, la investigación psicológica ha demostrado el importante papel ejercido por las creencias de autoeficacia (Deery, 1999). La autoeficacia para la conducción representa la evaluación que las personas hacen de sus propias habilidades como conductores, o el grado de confianza que poseen sobre sus destrezas para conducir en diferentes situaciones (Falco, Piccirelli, Girardi, Dal Corso, & De Carlo, 2013). Mognon y Santos (2014), por su parte, definieron la autoeficacia para la conducción como la autoevaluación que hacen los conductores de su capacidad para conducir de forma segura. Estos juicios se desarrollarían, en cierta medida, de manera independiente de las habilidades reales de conducción (Taubman-Ben-Ari, Mikulincer, & Iram, 2004), pudiendo llevar a la ejecución de comportamientos que no necesariamente se corresponden con las demandas específicas de la situación.

De acuerdo con Deery (1999), la autoeficacia para la conducción influye en el procesamiento de la información frente a los riesgos potenciales en el tránsito y en la decisión de los comportamientos que se llevan a cabo, de forma que las personas con bajas creencias de eficacia para conducir presentarían un umbral de riesgo subjetivo bajo, lo que motivaría la adopción de acciones conductuales de tipo preventivo. En cambio, una elevada eficacia para conducir conllevaría un umbral de riesgo subjetivo más alto,

lo que se traduciría en una mayor propensión a realizar comportamientos de riesgo en la conducción. En línea con esto, diversos estudios empíricos han mostrado que los conductores con elevada confianza en sus propias capacidades de conducción perciben menor riesgo (Morriset, Terrade, & Somat, 2010), se involucran con mayor frecuencia en diferentes conductas riesgosas, poseen más chances de recibir multas por violaciones y de participar en choques (Delhomme & Meyer, 2004; Horsthuis, 2011; Mognon & Santos, 2014; Taubman-Ben-Ari et al., 2004). Para McKenna (1993), estos resultados pueden atribuirse a la ilusión de control. De esta manera, los conductores muy confiados desarrollarían una percepción de control mayor de la que en realidad tienen, exponiéndose a mayores riesgos al minimizar los peligros inherentes a determinados comportamientos.

En resumen, aunque cierto grado de confianza resulta necesario para un desempeño adecuado en la conducción (Mognon & Santos, 2016), la confianza excesiva en las propias habilidades puede llevar a la subestimación de los riesgos en la conducción, generando una mayor implicación en conductas riesgosas y, correlativamente, una mayor probabilidad de colisiones.

### **Evaluación de la autoeficacia para la conducción**

Con el objetivo de valorar la autoeficacia percibida en conductores, en la última década se ha desarrollado un extenso número de instrumentos de auto-informe: la *Self-efficacy Scale for Driver Competence* (SSDC; Sundström, 2008a, 2011), la *Self-Assessment of Driving Skills* (SADS; Mynttinen et al., 2009), el *Driving Self-Efficacy Questionnaire* (Taubman-Ben-Ari, 2008), la *Adelaide Driving Self-efficacy Scale* (ADSES; George, Clark, & Crotty, 2007), la *Escala de Autoeficacia para Dirigir* (EADir; Mognon & Santos, 2016), y el *Learner Driving Experience Questionnaire* (Dorn & Machin, 2004). Sin embargo, muchos de ellos presentan limitaciones

metodológicas, como la presencia de contenido redundante, la baja capacidad de discriminación de los ítems, o la ausencia de estudios que respalden la validez de constructo. Uno de los instrumentos que reúne buenas propiedades psicométricas es el *Learner Driving Experience Questionnaire*. Se trata de un cuestionario multidimensional elaborado con el fin de recoger información sobre diferentes factores cognitivos y emocionales en la conducción, incluyendo la ansiedad, el estrés, la percepción de riesgo y los juicios de autoeficacia. Específicamente, la sub-escala de autoeficacia evalúa el grado de confianza para conducir en situaciones que reflejan diferentes grados de dificultad en la conducción, en base a criterios de visibilidad (e.g., conducir de noche), velocidad, clima y densidad del tránsito. Aunque inicialmente ha sido diseñada para conductores en formación, estudios posteriores han ratificado la utilidad de la escala en población general de conductores (Machin & Sankey, 2008) y en motociclistas (Falco et al., 2013) como medida de autoeficacia. En cuanto a sus propiedades psicométricas, se han llevado a cabo estudios que evidencian la validez de constructo de la escala a través de análisis factorial exploratorio y se obtuvo evidencias externas de validez test-criterio con medidas de personalidad, particularmente con la búsqueda de sensaciones-rasgo ( $r = .28$ ), percepción de riesgo ( $r = .24$ ), ansiedad en la conducción ( $r = -.19$ ) y conductas riesgosas como exceder la velocidad ( $r = .22$ ; Machin & Sankey, 2008). Por su parte, los análisis de confiabilidad indican que la escala posee además un nivel óptimo de consistencia interna ( $\alpha = .88$ ).

En síntesis, los estudios realizados corroboran las propiedades psicométricas de la escala. Sin embargo, no hemos encontrado estudios que analicen las propiedades del instrumento en castellano, al tiempo que tampoco existen escalas disponibles para evaluar la autoeficacia de los conductores en el contexto hispanoamericano. Bajo este panorama, resulta esencial contar con instrumentos adaptados a la población hispana que permitan una medición válida

y confiable de la autoeficacia para la conducción, lo que podría ser de utilidad ya sea con fines de evaluación o investigación. El presente estudio se propuso analizar la estructura factorial, confiabilidad y validez externa de los puntajes de la escala de autoeficacia para la conducción (Dorn & Machin, 2004) en una muestra de conductores argentinos. Adicionalmente, se realizó un análisis de invarianza factorial en base al sexo. Este procedimiento permite verificar si las propiedades métricas del instrumento son equivalentes entre los grupos, siendo un prerrequisito para la comparación de grupos (Byrne, 2008). De esta manera, suponiendo la invarianza de medida entre los grupos, las diferencias en las puntuaciones pueden interpretarse como diferencias "reales" en el constructo medido, y no debido a otros factores (Pedraza & Mungas, 2008). Se eligió el sexo como criterio de agrupación para el análisis de invarianza, considerando que si bien existen numerosos estudios que indican una mayor percepción de autoeficacia para la conducción en hombres (DeJoy, 1992; McKenna, Stanier, & Lewis, 1991; Mognon & Santos, 2014), no se han efectuado estudios previos de invarianza, lo que podría invalidar los resultados obtenidos. Este aspecto resulta de interés dado que la autoeficacia para la conducción ha sido señalada como un factor de riesgo diferencial que contribuye a explicar la sobrerepresentación de los hombres en los choques de tránsito (Özkan & Lajunen, 2006).

## Método

### Participantes

Se utilizó una muestra conformada por 447 conductores de la ciudad de Córdoba, Argentina. Para la inclusión de los participantes se plantearon como criterios básicos: ser mayor de 18 años de edad, tener registro de conducir válido y haber manejado al menos una vez durante la última semana. El reclutamiento se llevó a cabo en universidades y en centros de obtención y renovación del permiso de conducir que se encuentran localizados en barrios con

diferentes perfiles socioeconómicos de la ciudad. El rango de edad de los participantes fue de 18 a 78 años ( $M = 31.21$ ,  $DE = 13.02$ ). El 54.4% de la muestra estuvo constituida por varones. Con respecto a la frecuencia de conducción, el 56.6% de los participantes manejaba diariamente, el 17.2% entre dos y tres días a la semana, mientras que el 26.2% lo hacía una vez a la semana o menos. El tiempo que llevaban conduciendo osciló entre 1 y 59 años ( $M = 12.04$ ;  $DE = 10.73$ ). La mayoría de los conductores manejaba automóvil (92.4%). En relación al nivel educativo, el 1% de los participantes presentaba estudios primarios, el 19.2% alcanzó estudios secundarios, el 15.4% completó estudios terciarios, el 39.6% se encontraba cursando una carrera universitaria, en tanto que el 24.8% finalizó sus estudios universitarios. Finalmente, el 31.1% de los conductores informaron haber recibido multas de tránsito en los últimos dos años, mientras que, en relación con los choques, el 30.5% estuvo involucrado como conductor en un choque, el 2.1% en dos choques, y el 1.8% en más de dos choques.

### Instrumentos

*Autoeficacia para la conducción.* Se utilizó la escala desarrollada por Dorn y Machin (2004), compuesta de 5 ítems que evalúan el grado de confianza percibido por los conductores para manejar en diferentes situaciones. Los participantes deben indicar su nivel de confianza ante cada situación utilizando una escala Likert con 5 opciones (desde *nada* hasta *mucho*). Siguiendo las recomendaciones de Bandura (2006) se enfatizó a los participantes que respondieran tomando en consideración la confianza sobre su capacidad actual para conducir en las situaciones descritas por los ítems, y no su capacidad potencial o futura.

*Percepción de riesgo.* Se evaluó por medio de la *Aversion to Risk Taking Scale* adaptada en conductores argentinos (Trógolo, Ledesma, & Medrano, 2017). Está compuesta de 8 ítems que evalúan el riesgo percibido por el conductor en

relación con distintos comportamientos potencialmente peligrosos (e.g., "Cruzar un semáforo en rojo"; "Hablar por teléfono celular"). Cada ítem se responde por medio de una escala Likert de 5 opciones (desde *nada peligroso* hasta *muy peligroso*). Los estudios en Argentina indican que la escala cuenta con una consistencia interna adecuada ( $\alpha = .78$ ), evidencias de validez externa y de fiabilidad de las respuestas frente al sesgo de deseabilidad social. En el presente estudio, la consistencia interna de la escala fue aceptable,  $\alpha = .79$ , IC 95% [.76, .82].

**Conducción riesgosa.** Se evaluó por medio del *Multidimensional Driving Style Inventory*, versión en español (MDSI-S; Poó, Taubman-Ben-Ari, Ledesma, & Díaz-Lázaro, 2013). El MDSI-S permite obtener información sobre los estilos o patrones habituales de conducción de las personas. El estilo de conducción riesgosa se encuentra representado por 9 ítems que refieren a la búsqueda de estimulación y riesgo durante la conducción (e.g., "Me gusta tomar riesgos cuando conduzco"). Los sujetos deben responder a cada situación según el grado en que se parece a lo que él/ella hace o siente habitualmente cuando maneja, por medio de una escala de respuesta Likert con un rango de 1 = *nada* a 6 = *mucho*. La escala presenta índices de consistencia interna adecuados ( $\alpha = .87$  para la sub-escala conducción riesgosa), validez concurrente con medidas de personalidad, choques de tránsito, y evidencia de fiabilidad de las puntuaciones frente a sesgos de deseabilidad social (Poó et al., 2013). En la presente muestra, se observó una consistencia interna satisfactoria,  $\alpha = .90$ , IC 95% [.89, .91].

**Deseabilidad Social.** Se administró el *Driver Social Desirability Scale* (DSDS), en su versión en Castellano (Poó, Ledesma, & Montes, 2010). La DSDS es un instrumento de 12 ítems respondidos en una escala Likert con 7 opciones (desde 1 = *nada verdadero* hasta 7 = *completamente verdadero*), que evalúan las respuestas socialmente deseables de los conductores. La DSDS cuenta con dos sub-escalas.

La primera, Manejo de la Impresión (DIM), evalúa la adecuación voluntaria de las respuestas para mostrar una imagen de sí mismo como un conductor responsable que siempre actúa de acuerdo con las normas de tránsito (e.g., "Nunca he excedido el límite de velocidad"). La segunda se denomina Autoengaño (DSD) y evalúa las creencias exageradas de los conductores en su capacidad para tomar decisiones racionales y correctas mientras conducen (e.g., "Siempre sé que hacer en situaciones de tránsito"). La versión argentina de la escala (Poó et al., 2010) mantiene la misma estructura factorial que la original y coeficientes de confiabilidad adecuados (valores  $\alpha$  de .86 y .77 para las sub-escalas DIM y DSD, respectivamente). En la presente muestra, se obtuvieron valores de confiabilidad aceptables, con coeficientes alfa de Cronbach iguales a .85 [IC 95%: .83, .87] y .79 [IC 95%: .76, .82] en DIM y DSD, respectivamente.

**Cuestionario socio-demográfico y de conducción.** Se utilizó un cuestionario ad-hoc para obtener información relativa a variables socio-demográficas (e.g., sexo, edad y nivel educativo), y de conducción (e.g., licencia de conducir, tipo de vehículo, frecuencia de conducción, choques vehiculares y multas por infracciones de tránsito en los últimos dos años).

## Procedimiento

Se llevó a cabo un estudio de tipo instrumental (Montero & León, 2007) contemplando los estándares propuestos por la normativa internacional (APA, 2014). En primer término se realizó la traducción de los ítems de manera independiente por dos investigadores con dominio de inglés y castellano y con conocimientos específicos sobre el tema. Las versiones resultantes fueron evaluadas por un panel de expertos compuesto por tres investigadores especializados en psicología aplicada al tránsito y con experticia en el campo de evaluación. Siguiendo las recomendaciones presentes en la literatura (Herdman, Fox-Rushby, & Badia, 1998), se solicitó

a cada juez que valorara la calidad de las traducciones atendiendo a la equivalencia conceptual, semántica, funcional y cultural con la versión original. De esta manera, se pidió a los jueces que analizaran si los ítems traducidos evaluaban el mismo constructo subyacente (equivalencia conceptual), si poseían el mismo significado tanto a nivel connotativo como denotativo (equivalencia semántica), y si el nivel de dificultad de los ítems era semejante en ambas culturas (equivalencia funcional). Para tal fin se confeccionó una grilla de evaluación con una escala de respuesta de cinco puntos (desde 1 = *baja calidad* hasta 5 = *alta calidad*) y una columna adicional con el objetivo de recoger cualquier apreciación cualitativa o comentario que los evaluadores consideraran pertinente.

Una vez concluida la evaluación por criterio de expertos, se realizó un pilotaje de la escala sobre una muestra de 27 conductores seleccionados de manera accidental. Se solicitó a cada uno que indicara si los ítems eran comprensibles y que brindaran su opinión general acerca del instrumento (pertinencia de los ítems, extensión, tiempo requerido para completar la prueba, etc.). Finalmente, se aplicó la escala de autoeficacia para la conducción junto con el resto de los instrumentos a una muestra de mayor tamaño con el fin de analizar sus cualidades psicométricas. En todos los casos, se enfatizó la participación anónima y voluntaria y se brindó información sobre los objetivos del estudio antes de obtener el consentimiento verbal.

### **Análisis de datos**

El análisis estadístico incluyó varias etapas. En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de los ítems y se evaluó el cumplimiento de los supuestos estadísticos de normalidad (univariada y multivariada), linealidad de las relaciones y ausencia de multicolinealidad. Asimismo, se evaluó la existencia de casos atípicos (univariados y multivariados) y el patrón de valores perdidos, para verificar que éstos no distorsionaran los análisis estadísticos posteriores.

A continuación se analizó la estructura factorial de la escala utilizando análisis factorial confirmatorio (AFC) y se llevó a cabo un AFC multigrupo para examinar la invarianza factorial de la escala en hombres y mujeres, a través del programa AMOS v20. Se utilizó el método de estimación de máxima verosimilitud (MV) y para evaluar el ajuste del modelo se consideraron diferentes índices recomendados en la literatura (Byrne, 2001; Hu & Bentler, 1999; Ruiz, Pardo, & San Martín, 2010): el chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de ajuste comparativo (CFI), la raíz residual estandarizada cuadrática media (SRMR), y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) junto con sus intervalos de confianza al 90%. Valores  $\geq .90$  en los índices GFI y CFI, y valores  $\leq .08$  en SRMR y RMSEA se interpretan como evidencia favorable de ajuste del modelo.

La invarianza de medición se analizó siguiendo el procedimiento descrito por Brown (2006). De esta forma se examinó, en primer lugar, la invarianza configural (el ajuste del modelo en ambas muestras sin añadir ninguna restricción), en segundo lugar la invarianza métrica (invarianza en las cargas factoriales), luego la invarianza escalar (invarianza en las cargas factoriales e interceptos) y, por último, la invarianza residual (invarianza en las cargas factoriales, interceptos y varianzas de error), utilizando un enfoque progresivo. Es decir, que en cada modelo se añadieron las restricciones impuestas a los parámetros del modelo anterior, siguiendo un proceso iterativo (Byrne, 2001). Para la evaluación de la invarianza se atendió al cambio en el chi-cuadrado ( $\Delta\chi^2$ ), asumiendo que el modelo es invariante cuando el cambio no es significativo. Como criterio adicional se consideró que el cambio en el coeficiente CFI ( $\Delta CFI$ ) no fuese superior a .01 (Cheung & Rensvold, 2002). Este último criterio es recomendado atendiendo a la sensibilidad de  $\chi^2$  al tamaño muestral y a la no-normalidad (Barrera-Barrera, Navarro-García, & Peris-Ortiz, 2015).

Por otra parte, la estimación de la confiabilidad se hizo mediante el coeficiente alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) y el coeficiente Omega ( $\omega$ ; Revelle & Zinbarg, 2009). Finalmente, se recabaron evidencias de validez externa, se examinó el efecto del sesgo de deseabilidad social en las respuestas analizando correlaciones ( $r$  de Pearson) entre las puntuaciones de la escala de autoeficacia y medidas de percepción de riesgo, conducción riesgosa y deseabilidad social del conductor (DSDS), respectivamente; y se realizaron comparaciones mediante ANOVA para examinar diferencias en los puntajes de autoeficacia en base a diferentes variables socio-demográficas y de conducción. En cada caso se calculó además de las pruebas de significación los tamaños de efecto ( $\eta^2$ ), considerando como un tamaño de efecto pequeño valores entre .01 y .04, un tamaño mediano entre .05 y .14, y grande .14 o más (Cohen, 1988).

## Resultados

### Análisis de equivalencia

Para analizar el grado de acuerdo de los jueces sobre la calidad de las traducciones se calculó el coeficiente V de Aiken (Aiken, 1985) que permite evaluar el grado de acuerdo en la opinión de expertos sobre la validez de contenido de un material, la relevancia de un ítem o la calidad de una traducción. Este coeficiente puede variar entre 0.00 y 1.00, estableciendo como valor crítico un valor  $V = .50$ . Se utilizó el programa desarrollado por Merino y Livia (2009) ya que permite calcular los intervalos de confianza para el coeficiente V. Dado que el número de jueces es pequeño, se estableció un nivel de confianza del 90% (Penfield & Giacobbi, 2004) y para interpretar la calidad de las traducciones se fijó como criterio que el límite inferior de los intervalos posea valores iguales o superiores a .50. Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 1. Como

**Tabla 1**  
*Índice de acuerdo en la evaluación de la equivalencia conceptual, semántica y funcional*

Ítems	V	Límite inferior	Límite superior
Traducción 1			
1	.41	.22	.64
2	.41	.22	.64
3	.41	.22	.64
4	.41	.22	.64
5	.50	.28	.71
Traducción 2			
1	1.00	.82	1.00
2	1.00	.82	1.00
3	.75	.51	.89
4	.91	.70	.98
5	1.00	.82	1.00

*Nota:* V = coeficiente V de Aiken.

se observa, todos los ítems correspondiente a la traducción 2 poseen valores aceptables ( $V_{\text{lim inf}} > .50$ ), mientras que lo opuesto sucede en la traducción 1. En consecuencia, se utilizaron los ítems correspondientes a la traducción 2.

### Evaluación preliminar de los ítems

No se identificaron casos atípicos univariados ni multivariados. Se observó la ausencia de multicolinealidad al no encontrarse correlaciones inter-

ítem iguales o superiores a .90 (Tabachnich & Fidell, 2001). Asimismo, todos los ítems presentaron valores dentro de los parámetros de normalidad considerando los criterios reportados por George y Mallery (2010) ya que no se observaron valores de asimetría y curtosis superiores a  $\pm 2$ , y se comprobó la normalidad multivariada de los datos a través del coeficiente de Mardia (Mardia = 6.05). Finalmente, las correlaciones ítem-total corregida muestran buenos índices de discriminación en todos los ítems (Tabla 2).

**Tabla 2**  
*Estadísticos descriptivos e índices de discriminación de los ítems*

Ítems	<i>M</i>	<i>DE</i>	Asimetría	Curtosis	D <sup>(a)</sup>
1. ¿Cuánta confianza sentís cuando conducís en caminos desconocidos?	3.27	1.41	-.21	-.16	.63
2. ¿Cuánta confianza sentís cuando conducís en malas condiciones climáticas?	2.99	.96	-.01	-.42	.60
3. ¿Cuánta confianza sentís en conducir cuando hay mucho tránsito?	3.73	1.23	-.431	-.34	.57
4. ¿Cuánta confianza sentís cuando conducís en ruta?	4.07	1.46	-1.02	.85	.56
5. ¿Cuánta confianza sentís cuando conducís de noche?	3.82	.98	-.69	.11	.62

(a) Discriminación del ítem: correlación ítem-total corregida.

### Estructura factorial e invarianza de la escala

Se probó una estructura factorial unidimensional en la muestra total y en cada una de las submuestras de hombres y mujeres de forma separada. Los resultados (Tabla 3) indican que el modelo unidimensional presenta un buen ajuste a los datos en todos los casos, con índices GFI, CFI y SRMR que alcanzan valores satisfactorios, mientras que el RMSEA mostró un valor ligeramente superior a los puntos de corte establecidos ( $\leq .08$ ) en la muestra total (.083) y en el grupo de mujeres (.086). Por lo tanto, se estableció el modelo unidimensional como modelo base para el análisis de la invarianza.

Se estimó inicialmente la invarianza configural. Los índices de ajustes obtenidos indicaron que el modelo de medida resulta invariante en hombres y mujeres. Todos los indicadores de ajuste presentaron valores superiores a los considerados en la literatura. A continuación se añadieron restricciones sobre las cargas factoriales para evaluar la invarianza métrica. En este aspecto se halló también un ajuste aceptable, ya que todos los índices de ajuste mostraron valores por encima de su criterio, al tiempo que no se produjeron cambios entre los valores CFI de los modelos y las diferencias en el chi-cuadrado no fueron significativas. Una vez demostrada la invarianza métrica, se evaluó la equivalencia entre los



interceptos (invarianza escalar). Los índices evidenciaron un ajuste satisfactorio de este modelo, tanto cuando se evalúa de modo independiente como respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. Finalmente, se examinó la invarianza residual imponiendo restricciones sobre los términos de error de los ítems en ambos grupos. Los resultados mostraron que al restringir el modelo para

que los términos de error sean equivalentes, el ajuste se deteriora significativamente, al producirse cambios significativos en los valores de CFI ( $\Delta\text{CFI} = .05$ ) y en los valores de chi-cuadrado ( $\Delta\chi^2 = 34.17$ ,  $gl = 5$ ,  $p < .001$ ). En consecuencia, no se corroboró la invarianza de los residuos en los grupos de hombres y mujeres. Un análisis más detallado de los resultados se indica en la Tabla 3.

**Tabla 3**

*Evaluación de la estructura latente e invarianza de medición (varones vs mujeres) de la escala de autoeficacia para la conducción*

	$\chi^2$	$gl$	GFI	CFI	SRMR	RMSEA (IC 90%)	$\Delta\text{CFI}$	$\Delta\chi^2$	$\Delta gl$
Muestra total ( $M_a$ )	21.83***	5	.982	.974	.027	.083 (.052, .126)			
Hombres	16.70**	5	.973	.970	.028	.069 (.000, .131)			
Mujeres	16.84**	5	.972	.939	.038	.086 (.016, .154)			
Invarianza configural	33.54***	10	.972	.960	.033	.073 (.047, .1010)			
Invarianza métrica	37.53***	14	.969	.960	.044	.061 (.038, .086)	.000	3.99	4
Invarianza escalar	38.52***	15	.968	.960	.052	.059 (.037, .083)	.000	.99	1
Invarianza residual	72.69***	20	.941	.910	.077	.077 (.058, .096)	.050	34.17***	5

*Nota:*  $M_a$  = modelo unidimensional;  $\chi^2$  = chi-cuadrado;  $gl$  = grados de libertad; GFI = índice de bondad de ajuste; CFI = índice de ajuste comparativo; SRMR = raíz residual estandarizada cuadrática media; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; IC = intervalos de confianza.

\*\*  $p < .01$ . \*\*\*  $p < .001$ .

### Estimaciones de confiabilidad

Se evaluó la consistencia interna entre los ítems a través del coeficiente alfa de Cronbach y el intervalo de confianza del mismo utilizando el programa Vista 7.9.2.5 (Ledesma, 2004). Los resultados muestran un valor igual a .81 [IC 95%: .78-.84], considerándose óptimo. Sin embargo, dado que el uso del coeficiente  $\alpha$  requiere del cumplimiento de la tau-equivalencia entre los ítems, algo que es difícil de lograr en la práctica (Dunn, Baguley, & Brunsten, 2014), para realizar una estimación más precisa de la confiabilidad se calculó de manera complementaria el coeficiente  $\omega$ , al tratarse de un índice de consistencia interna más robusto que el coeficiente  $\alpha$  y otros índices (Zinbarg, Revelle, Yovel, & Li,

2005). Se obtuvo un coeficiente de igual magnitud ( $\omega = .81$ ) al coeficiente  $\alpha$ , lo que valida los resultados obtenidos mediante este último y añade nueva evidencia de confiabilidad de las puntuaciones de la escala. Por último, se calculó el coeficiente  $\alpha$  para hombres y mujeres y se analizó las diferencias entre los coeficientes mediante el programa Alpha Test (Lautenschlager, 2008). Los resultados evidencian coeficientes de confiabilidad satisfactorios tanto en hombres ( $\alpha = .82$ , IC 95% [.78, .86]) como en mujeres ( $\alpha = .74$ , IC 95% [.68, .80]), aunque más bajo en este último grupo, siendo la diferencia observada entre la magnitud de los coeficientes estadísticamente significativa,  $\chi^2 = 4.98$ ,  $gl = 1$ ,  $p < .05$ .

### Diferencias según sexo, edad, y relación con variables de conducción

Se realizó un conjunto de ANOVAs para examinar diferencias en los puntajes de la escala de autoeficacia para la conducción según (a) sexo; (b) participación en choques vehiculares durante los últimos dos años; y (c) presencia de multas de tránsito en los dos últimos años. Los resultados mostraron diferencias significativas por sexo,  $F(1, 447) = 56.29$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .112$ ; historial de choques vehiculares,  $F(3, 446) = 2.92$ ,  $p = .034$ ,  $\eta_p^2 = .023$ ; y multas de tránsito,  $F(1, 444) = 6.48$ ,  $p = .011$ ,  $\eta_p^2 = .019$ . Específicamente, se observó que los hombres ( $M = 18.98$ ,  $DE = 3.44$ ) puntuaron más alto que las mujeres ( $M = 16.55$ ,  $DE = 3.36$ ), siendo las diferencias encontradas de magnitud mediana. Con respecto al historial de choques, las comparaciones post hoc mediante la prueba GT2 de Hotchberg indicaron que los conductores que habían participado en dos ( $M = 19.33$ ,  $DE = 2.67$ ) o más de dos choques ( $M = 20.25$ ,  $DE = 4.26$ ) obtuvieron puntajes superiores comparado con aquellos conductores que estuvieron involucrados en uno ( $M = 17.65$ ,  $DE = 3.72$ ) o ninguno ( $M = 17.31$ ,  $DE = 3.58$ ), si bien los tamaños de efecto indican que las diferencias son leves. Finalmente, el grupo de conductores que recibió multas por infracciones de tránsito evidenció puntajes más altos ( $M = 18.51$ ,  $DE = 3.61$ ) en la escala de autoeficacia con respecto al grupo que no recibió multas ( $M = 17.57$ ,  $DE = 3.58$ ). Cabe destacar que, en este caso, las diferencias observadas también fueron leves.

No se encontró relación entre la edad y la autoeficacia para la conducción. La frecuencia de conducción, por otra parte, presentó una correlación positiva y significativa, pero débil, con la autoeficacia para la conducción.

### Evidencia de validez concurrente

Se examinó la validez concurrente de la escala de autoeficacia para la conducción examinando las correlaciones con las escalas de percepción de riesgo y conducción riesgosa. En base a los antecedentes empíricos, se hipotetizó que los conductores que informaran mayor grado de confianza en sus destrezas de conducción, percibirían menor riesgo y presentarían un estilo de conducción más arriesgado, esperándose obtener en todos los casos correlaciones de intensidad moderada. Las correlaciones obtenidas fueron estadísticamente significativas, de magnitud moderada y en la dirección esperada. Adicionalmente, se calcularon correlaciones parciales entre las variables, controlando la varianza de la deseabilidad social. Los resultados corroboran las correlaciones concurrentes obtenidas previamente, aunque la magnitud de los coeficientes de correlación se redujo.

### Evaluación de sesgo de deseabilidad social

Finalmente, se evaluó la posible influencia del sesgo de deseabilidad social en las respuestas, calculando correlaciones entre la escala de autoeficacia para la conducción y los puntajes de las dos dimensiones del cuestionario de deseabilidad social del conductor, manejo de la impresión (DIM) y autoengaño (DSD). La presencia de relaciones positivas y fuertes entre estas dos dimensiones y la escala de autoeficacia para la conducción se interpretaría como evidencia favorable de sesgo de deseabilidad social. Los resultados indican una relación positiva aunque débil entre las escalas (Ver Tabla 4).

**Tabla 4***Correlaciones entre la escala de autoeficacia para la conducción y distintas variables de interés*

	<i>M</i>	<i>DE</i>	1	2	3	4	5	6	7
1. Autoeficacia para la conducción	17.87	3.61	-						
2. Edad	31.21	13.03	-.01	-					
3. Frecuencia de conducción	3.12	1.18	.18**	.11*	-				
4. Percepción de riesgos	24.33	3.65	-.33** (-.18*)	.42**	-.09	-			
5. Conducción riesgosa	19.19	8.56	.36** (.22**)	-.28**	.12*	-.38**	-		
6. Manejo de la impresión (DIM)	25.60	9.84	.22**	.26**	-.10*	.29**	-.47**	-	
7. Autoengaño (DSD)	24.17	6.22	.27**	.15**	.12**	-.01	.02	.19**	-

*Nota:* Los coeficientes de correlación parcial controlando la varianza de la deseabilidad social (DIM y DSD) se muestran entre paréntesis.

\* $p < .01$ . \*\* $p < .05$ .

## Discusión

La investigación en Psicología del Tránsito ha experimentado un desarrollo sostenido en los últimos años, aunque este crecimiento no ha sido proporcional en diferentes partes del mundo, siendo mayor en Norteamérica y Europa con respecto a otras regiones (Ledesma, Peltzer, & Poó, 2008). En Argentina y, de forma más amplia, en Latinoamérica, la producción de conocimientos científicos ha sido visiblemente escasa, lo que podría ser el resultado de varios factores (Ledesma, Poó, & Montés, 2011). Uno de ellos es la falta de metodologías e instrumentos culturalmente válidos que permitan el desarrollo de investigaciones en este ámbito.

En este artículo se presentan las propiedades psicométricas de una escala de autoeficacia para la conducción. Concretamente, se analizó la estructura factorial, confiabilidad y validez de la escala. Como objetivo adicional se propuso examinar si las propiedades de la escala se mantenían invariantes en hombres y mujeres. Globalmente, los resultados corroboran que la escala posee adecuadas propiedades psicométricas para su uso en Argentina. En concreto, los estudios de estructura factorial confirmaron la unidimensionalidad de la escala, acorde con el instrumento original (Dorn & Machin,

2004). Todos los ítems presentaron saturaciones factoriales significativas y buenos niveles de discriminación. Asimismo, el análisis de confiabilidad a través del coeficiente  $\alpha$  y  $\omega$  mostraron resultados similares, con valores superiores a .80, aunque los estudios desagregados por sexo indicaron niveles de confiabilidad más bajos en la muestra de mujeres. No obstante, en todos los casos se observaron coeficientes aceptables ( $\geq .70$ ) lo que respalda el uso de la escala tanto en hombres como en mujeres. Por otra parte, es importante mencionar que las propiedades de la escala se mantuvieron invariantes en hombres y mujeres. Específicamente, se comprobó la invarianza del modelo, de las cargas factoriales e interceptos. En cambio, no se obtuvo evidencia favorable de invarianza de los residuos, lo que sugiere que el nivel de confiabilidad no es equivalente entre hombres y mujeres (Vandenberg & Lance, 2000), hecho que concuerda con los resultados señalados anteriormente.

Con respecto a las relaciones con otras variables, los estudios de validez test-criterio evidenciaron relaciones significativas y consistentes con lo reportado en estudios previos (Delhomme & Meyer, 2004; Morriset et al., 2010; Taubman-Ben-Ari et al., 2004) entre la escala de autoeficacia para la

conducción y las escalas de percepción de riesgo y conducción riesgosa, proporcionando así evidencia de validez concurrente. Adicionalmente, los puntajes de la escala discriminaron sujetos con diferente historial de choques y multas de tránsito. Puntualmente, los conductores que participaron en dos o más choques obtuvieron puntajes más altos en autoeficacia que aquellos conductores que estuvieron involucrados en un choque o en ninguno. Por su parte, las personas que informaron multas por violaciones de tránsito presentaron puntuaciones medias más altas en autoeficacia respecto de aquellos que no recibieron multas. Todo esto es coherente con los resultados de diferentes estudios (Horsthuis, 2011; Mognon & Santos, 2014) y añade nueva evidencia de validez externa de la escala.

Finalmente, las correlaciones débiles entre la escala de autoeficacia para la conducción y las subescalas del cuestionario DSDS del conductor indicarían que la inclinación de las personas a sesgar las respuestas por motivos de deseabilidad social no constituye un problema serio en la escala. No obstante, algunos autores (Poó et al., 2008) han sugerido que la escala DSDS podría estar evaluando, en verdad, estilo de conducción prudente más que respuestas socialmente deseables en los autoinformes de conductores. Por lo tanto, sería útil en el futuro brindar evidencia adicional de la fiabilidad de la escala frente al sesgo de deseabilidad social utilizando otro tipo de metodologías, como la comparación de las respuestas bajo condiciones de anonimato y no-anonimato (Lajunen & Summala, 2003) o analizando la relación entre los puntajes obtenidos en la escala de autoeficacia y el desempeño en pruebas de conducción (Sundström, 2008b).

Asimismo, sería conveniente realizar estudios que aporten nueva evidencia sobre las propiedades de la escala, como la estabilidad de las puntuaciones

(confiabilidad test-retest), la validez convergente y discriminante. Por otro lado, la mayoría de los conductores que participaron del estudio eran conductores de automóvil. Por lo tanto, sería recomendable analizar la validez y utilidad de la escala en otros subgrupos de conductores, particularmente motociclistas, en razón de la importancia progresiva que han adquirido los siniestros viales que involucran motocicletas (Organización Mundial de la Salud, 2013). Otra limitación derivada de este estudio es que el proceso de adaptación se llevó a cabo analizando la relación de la escala con diferentes instrumentos de autoinforme, que igualmente también son susceptibles de sesgos (af Wahlberg, Dorn, & Kline, 2010). En este aspecto, aunque la evidencia indica que los autoinformes proporcionados por conductores son relativamente resistentes frente al sesgo de deseabilidad social (e.g., Sullman & Taylor, 2010), sería útil comparar las respuestas de los sujetos en la escala de autoeficacia de conducción con información sobre el desempeño en la conducción. Por último, considerando el uso extendido de pruebas poco específicas y no validadas en el ámbito de evaluación psicológica en nuestro contexto (Livia, Ortiz, & Rodríguez, 2015), sería interesante realizar estudios tendientes a evaluar la validez de la escala en este ámbito.

Aun con estas limitaciones, creemos que los resultados obtenidos en este trabajo son alentadores, permitiendo disponer de una herramienta útil para el desarrollo de la investigación psicológica aplicada al tránsito en Argentina y en la región, que posibilitará avanzar más en el conocimiento de los factores que influyen en las creencias de eficacia de los conductores, así como sus consecuencias, lo que repercutirá en el desarrollo de medidas de formación y educación para conductores.

## Referencias

- af Wählberg, A., Dorn, L., & Kline, T. (2010). The effect of social desirability on self-reported and recorded road traffic accidents. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, *13*, 106-114. doi: 10.1016/j.trf.2009.11.004
- Aiken, L. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, *45*, 131-142. doi: 10.1177/0013164485451012
- American Psychological Association (2014). *The standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: Author.
- Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. In F. Pajares, & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (pp. 307-337). Greenwich, Connecticut: Information Age Publishing.
- Barrera-Barrera, R., Navarro-García, A., & Peris-Ortiz, M. (2015). El papel de la invarianza factorial en la validación del constructo calidad de servicio electrónico. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, *24*, 13-24.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Press.
- Byrne, B. (2001). *Structural equation modeling with AMOS*. Rahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, *20*, 872-882.
- Cheung, G., & Rensvold, R. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *9*, 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2<sup>nd</sup> ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Deery, H. (1999). Hazard and risk perception among young novice drivers. *Journal of Safety Research*, *30*, 225-236. doi: 10.1016/S0022-4375(99)00018-3
- DeJoy, D. (1992). An examination of gender differences in traffic accident risk perception. *Accident Analysis & Prevention*, *24*, 237-246. doi: 10.1016/0001-4575(92)90003-2
- Delhomme, P., & Meyer, T. (2004). Risk taking and self-efficacy among young male drivers: Self-efficacy and changing task demands. In T. Rothengatter & R. Huguenir (Eds.), *Traffic & transport psychology* (pp.135-146). Amsterdam: Elsevier.
- Dorn, L., & Machin, M. (2004). *Learner driving experience questionnaire*. Cranfield University, UK and University of Southern Queensland, Australia.
- Dunn, T., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, *105*, 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Escanés, G., Agudelo-Botero, M., & Cardona, D. (2014). *El impacto de las muertes por atropellos y colisiones de tránsito en la esperanza de vida en Argentina, Chile, Colombia y México, 2000-2011*. Recuperado de [http://www.alapop.org/Congreso2014/DOCSFINAIS\\_PDF/ALAP\\_2014\\_FINAL12.pdf](http://www.alapop.org/Congreso2014/DOCSFINAIS_PDF/ALAP_2014_FINAL12.pdf)
- Falco, A., Piccirelli, A., Girardi, D., Dal Corso, L., & De Carlo, N. (2013). Risky riding behavior on two wheels: The role of cognitive, social, and personality variables among young adolescents. *Journal of Safety Research*, *46*, 47-57. doi: 10.1016/j.jsr.2013.03.002
- Geldstein, R., & Bertonecello, R. (2006). *Aspectos demográficos y sociales de los accidentes de tránsito en áreas seleccionadas de la Argentina. Diagnóstico y aportes para el diseño de políticas y programas de prevención*. Recuperado de <http://www.saludinvestiga.org.ar/pdf/libros/2006/Geldstein-Bertonecello.pdf>
- George, D., & Mallery, M. (2010). *Using SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn & Bacon
- George, S., Clark, M., & Crotty, M. (2007). Development of the Adelaide Driving Self-Efficacy Scale. *Clinical Rehabilitation*, *21*, 56-61. doi: 10.1177/0269215506071284
- Glizer, I. (1993). *Prevención de accidentes y lesiones: concepto, métodos y orientaciones para países en desarrollo* (Informe N.º 29). Washington DC: Organización Panamericana de la Salud.

- Herdman, M., Fox-Rushby, J., & Badia, X. (1998). "Equivalence" and the translation and adaptation of health-related quality of life questionnaires. *Quality of Life Research*, 6, 237-247. doi: 10.1023/A:1026410721664
- Hoffmann, M. (2005). Comportamento do condutor e fenômenos psicológicos. *Psicologia: Pesquisa e Trânsito*, 1, 17-24.
- Horsthuis, S. (2011). *De bijdrage van demografische en psychologische determinanten aan riskant rijgedrag door jonge en oudere automobilisten* (Tesis de doctorado inédita). Universidad de Twente, Holanda.
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Lajunen, T., & Summala, H. (2003). Can we trust self-reports of driving? Effects of impression management on driver behavior questionnaire responses. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behavior*, 6, 97-107. doi: 10.1016/S1369-8478(03)00008-1
- Lautenschlager, G. (2008). AlphaTest: A windows program for tests of hypotheses about coefficient alpha. *Applied Psychological Measurement*, 32, 502-503. doi: 10.1177/0146621607312307
- Ledesma, R. (2004). AlphaCI: un programa de cálculo de intervalos de confianza para el coeficiente alfa de Cronbach. *Psico-USF*, 9, 31-37.
- Ledesma, R., Peltzer, R., & Poó, F. (2008). Análisis de la producción en Psicología del Tránsito mediante *PsycINFO* (2000-2006). *Psic: Revista de Psicología da Vetor Editora*, 9(1), 11-24.
- Ledesma, R., Poó, F., & Montes, S. (2011). Psicología del tránsito: Logros y desafíos de la investigación. *Psiencia: Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 3, 108-119. doi: 10.5872/psiencia/3.2.72
- Livia, J., Ortiz, M., & Rodríguez, S. (2015). La evaluación psicológica del conductor de vehículos motorizados: Preocupación para la salud pública y la psicología en el Perú. *Universitas Psychologica*, 3, 99-117.
- Machin, M., & Sankey, K. (2008). Relationships between young drivers' personality characteristics, risk perceptions, and driving behaviour. *Accident Analysis & Prevention*, 40, 541-547. doi: 10.1016/j.aap.2007.08.010
- McKenna, F. (1993). It won't happen to me: Unrealistic optimism or illusion of control? *British Journal of Psychology*, 84, 39-50. doi: 10.1111/j.2044-8295.1993.tb02461.x
- McKenna, F., Stanier, R., & Lewis, C. (1991). Factors underlying illusory self-assessment of driving skill in males and females. *Accident Analysis & Prevention*, 23, 45-52. doi: 10.1016/0001-4575(91)90034-3
- Merino, C., & Livia, J. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice de validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de Psicología*, 25, 169-171.
- Ministerio de Salud. (2016). *Natalidad y mortalidad 2014*. Recuperado de <http://www.deis.msal.gov.ar/wp-content/uploads/2016/05/Sintesis-estadistica-Nro1.pdf>
- Mognon, J., & Santos, A. (2014). Autoeficácia, desengajamento, impulsividade em motoristas. *Psico-USF*, 19, 457-466. doi: 10.1590/1413-82712014019003008
- Mognon, J., & Santos, A. (2016). Escala de Autoeficácia para dirigir: construção e avaliação preliminar das propriedades psicométricas. *Estudos de Psicologia*, 33, 127-136. doi: 10.1590/1982-027520160001000013
- Montero, I., & León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Morisset, N., Terrade, F., & Somat, A. (2010). Perceived self-efficacy and risky driving behaviors: The mediating role of subjective risk judgment. *Swiss Journal of Psychology*, 69, 233-238. doi: 10.1024/1421-0185/a000027
- Mynttinen, S., Sundström, A., Koivukoski, M., Hakuli, K., Keskinen, E., & Henriksson, W. (2009). Are novice drivers overconfident? A comparison of self-assessed and examiner-assessed driver competences in a Finnish and a Swedish sample. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, 12, 120-130. doi: 10.1016/j.trf.2008.09.002

- Mynttinen, S., Sundström, A., Vissers, J., Koivukoski, M., Hakuli, K., & Keskinen, E. (2009). Self-assessed driver competence among novice drivers – A comparison of driving test candidate assessments and examiner assessments in a Dutch and Finnish sample. *Journal of Safety Research, 40*, 301-309. doi: 10.1016/j.jsr.2009.04.006
- Organización Mundial de la Salud (2013). *Global status report on road safety: Supporting a decade of action*. Geneva: Organización Mundial de la Salud.
- Özkan, T., & Lajunen, T. (2006). What causes the differences in driving between young men and women? The effects of gender roles and sex on young drivers' driving behaviour and self-assessment of skills. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour, 9*, 269-277. doi: 10.1016/j.trf.2006.01.005
- Pedraza, O., & Mungas, D. (2008). Measurement in cross-cultural neuropsychology. *Neuropsychology Review, 18*, 184-193. doi: 10.1007/s11065-008-9067-9
- Penfield, R., & Giacobbi, P. Jr. (2004) Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science, 8*, 213-225. doi: 10.1207/s15327841mpee0804\_3
- Petit, L. (2014). El factor humano en el sistema tránsito y seguridad vial y el modelo interaccional comportamental de tránsito. *Psiencia. Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica, 6*, 48-54. doi: 10.5872/psiencia/6.1.121
- Petridou, E., & Moustaki, M. (2000). Human factors in the causation of road traffic crashes. *European Journal of Epidemiology, 16*, 819-826. doi: 10.1023/A:1007649804201
- Poó, F. (2014). *Evaluación multidimensional del estilo de conducción. Su relación con variables psicológicas y comportamientos de riesgo* (Tesis de doctorado inédita). Universidad Nacional de Mar del Plata, Mar del Plata, Argentina.
- Poó, F., Ledesma, R., & Montes, S. (2010). Propiedades psicométricas de la escala de deseabilidad social del conductor (versión en español). *Avaliação Psicológica, 9*, 299-310.
- Poó, F., Taubman-Ben-Ari, O., Ledesma, R., & Díaz-Lázaro, C. (2013). Reliability and validity of a Spanish-language version of the Multidimensional Driving Style Inventory. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour, 17*, 75-87. doi: 10.1016/j.trf.2012.10.003
- Revelle, W., & Zinbarg, R. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika, 74*, 145-154. doi:10.1007/s11336-008-9102-z
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Papeles del Psicólogo, 31*, 34-45.
- Sullman, M., & Taylor, J. (2010). Social desirability and self-reported driving behaviours: Should we be worried? *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour, 13*, 215-221. doi: 10.1016/j.trf.2010.04.004
- Sundström, A. (2008a). Construct validation and psychometric evaluation of the Self-efficacy Scale for Driver Competence. *European Journal of Psychological Assessment, 24*, 198-206. doi: 10.1027/1015-5759.24.3.198
- Sundström, A. (2008b). Self-assessment of driving skill – A review from a measurement perspective. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour, 11*, 1-9. doi: 10.1016/j.trf.2007.05.002
- Sundström, A. (2011). Using the rating scale model to examine the psychometric properties of the Self-efficacy Scale for Driver Competence. *European Journal of Psychological Assessment, 27*, 164-170. doi: 10.1027/1015-5759/a000063
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics* (4<sup>th</sup> ed). Boston: Allyn & Bacon.
- Taubman-Ben-Ari, O. (2008). Motivational sources of driving and their associations to reckless driving cognitions and behavior. *European Review of Applied Psychology, 58*, 51-64. doi: 10.1016/j.erap.2005.08.002
- Taubman-Ben-Ari, O., Mikulincer, M., & Iram, A. (2004). A multi-factorial framework for understanding reckless driving-appraisal indicators and perceived environmental determinants. *Transportation Research*

*Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, 7, 333-349.  
doi:10.1016/j.trf.2004.10.001

Tortosa, F., & Montoro, L. (2002). La psicología aplicada a la selección de conductores. Cien años salvando vidas. *Psicothema*, 14, 714-725.

Trógolo, M., Ledesma, R. D., & Medrano, L. A. (2017). *Traducción y adaptación de la Aversion to Risk Taking Scale en conductores argentinos*. Manuscrito presentado para su publicación.

Úbeda, C., Bhala, K., Puthenpurakal, J., Espitia-Hardeman, V., Dellinger, A., Ferrante, D., ... Borse, N. (2008). *Report of road traffic injuries in Argentina*. Final Report Grant

for Senior Researchers from the Road Traffic Injuries Research Network.

Vandenberg, R., & Lance, C. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-70. doi: 10.1177/109442810031002

Zinbarg, R., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's  $\alpha$ , Revelle's  $\beta$ , and McDonald's  $\omega$  : Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70, 123-133. doi:10.1007/s11336-003-0974-7

---

Mario A. Trógolo

Lic. en Psicología. Docente universitario. Doctorando. Becario del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Áreas de interés: Psicometría, Estadística, Psicología del tránsito.

\* mario.trogolo@gmail.com

Leonardo A. Medrano

Dr. en Psicología. Docente Universitario y de posgrado. Director de la Secretaría de Investigación de la Universidad Siglo 21. Presidente de la Asociación para el Avance de la Ciencia Psicológica (AACP), Argentina. Áreas de Interés: Psicometría, Estadística. Emociones y regulación emocional aplicado a diferentes áreas.

Leonardo.Medrano@ues21.edu.ar

Rubén D. Ledesma

Dr. en Psicología. Docente universitario y de posgrado. Investigador categoría independiente del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Áreas de interés: Metodología de la Investigación, Análisis de Datos, Psicología del Tránsito.

rdledesma@gmail.com