



# Revista Evaluar

Laboratorio de Evaluación Psicológica y Educativa  
Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de Córdoba

**2016**

VOL 16 - Nº1  
ISSN1667-4545

## Validación Argentina de la Serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS)

### Argentinian validation of set 19 of the International Affective Picture System (IAPS)

María Evangelina Estrada \*<sup>1</sup>, Anna Teresa Rovella<sup>1</sup>, María Claudia Brusasca<sup>1</sup>, Jorge Leandro Leporati<sup>1</sup>

*1 - Laboratorio de Investigaciones en Ciencias del Comportamiento (LICIC), Facultad de Psicología, Universidad Nacional de San Luis, Argentina.*

**Introducción**  
**Método**  
**Resultados**  
**Discusión**  
**Referencias**

#### Resumen

El objetivo de este trabajo fue proporcionar los datos normativos argentinos de la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) de Lang (Lang, Bradley, & Cuthbert, 1997) a fin de contribuir con su validación transcultural. Los participantes fueron 125 estudiantes de la Universidad Nacional de San Luis (67% mujeres y 33% varones) que evaluaron las imágenes en las dimensiones emocionales de valencia, activación y dominancia en el Maniquí de Autorreporte (Self-Assessment Manikin - SAM). Los resultados muestran una distribución de las imágenes en el espacio afectivo en forma de boomerang similar a lo encontrado en Estados Unidos (Lang, Bradley, & Cuthbert, 2008). No se identificaron diferencias en las dimensiones emocionales de valencia y activación, pero sí en dominancia respecto a los datos obtenidos por Lang, Bradley y Cuthbert (2008). Esta investigación confirma que el Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) induce estados afectivos similares en diferentes poblaciones y que sus estímulos afectivos son entendidos de manera similar entre argentinos y estadounidenses.

**Palabras clave:** *emoción, Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS), valencia, activación, dominancia*

#### Abstract

The aim of this study was to report the Argentinian norms of set 19 of the International Affective Picture System (IAPS) developed by Lang (Lang, Bradley, & Cuthbert, 1997) in order to contribute to the instrument's cross-cultural validation. The participants were 125 students from Universidad Nacional de San Luis (San Luis National University) (67% women and 33% men) who assessed the images in the emotional dimensions of valence, arousal and dominance through the Self-Assessment Manikin (SAM). The results showed a distribution of the pictures within the affective space in a boomerang form, which is similar to the American sample (Lang, Bradley, & Cuthbert, 2008). No differences in the emotional dimensions of valence and arousal were identified, but they were found in dominance regarding the data obtained by Lang et al. (2008). This study confirms that the International Affective Picture System (IAPS) induces similar affective states in different populations and its affective stimulus are understood similarly by Argentinian and American subjects.

**Key words:** *emotion, International Affective Picture System (IAPS), valence, arousal, dominance*

\* **Correspondencia a:** María Evangelina Estrada. Dirección Postal: Falucho 1087, Planta Baja, San Luis, Argentina. Teléfono: +54 9 266 4302410.

**Cómo citar este artículo:** Estrada, M. E., Rovella, A. T., Brusasca, M. C., & Leporati, J. L. (2016). Validación argentina de la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS). *Evaluar*, 16(1), 01-09. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

## Introducción

Las emociones son un sistema de procesamiento de información prioritaria para la supervivencia y la adaptación al medio y es por ello que se convierten en el proceso que coordina a los restantes recursos psicológicos necesarios para dar la respuesta más rápida y puntual ante una situación concreta (Fernández-Abascal, García-Rodríguez, Jiménez-Sánchez, Martín-Díaz, & Domínguez-Sánchez, 2010).

La evaluación de las emociones y de las dimensiones que las conforman es uno de los principales objetivos de la investigación actual en Psicología (Bradley, 2009). En este sentido se hace necesario contar con un instrumento que pueda ser utilizado en el estudio científico de las emociones para inducir estados afectivos de forma fiable, apoyado en un modelo conceptual sólido y que esté adaptado a las características del contexto en el que se presenta. La aproximación teórica propuesta por Lang (1995) define a las emociones como predisposiciones para la acción que surgen a partir de la activación de circuitos cerebrales ante estímulos relevantes para el individuo y plantea una organización jerárquica de la estructura emocional distinguiendo tres niveles: los patrones específicos de la respuesta emocional, los programas emocionales que dan origen a estereotipias de respuestas emocionales ante diversas situaciones y las tres dimensiones, valencia, activación y dominancia, evaluadas por el Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS). La dimensión de valencia (agradable-desagradable) es la que ejerce la principal influencia en la organización jerárquica de las emociones debido a la existencia en el cerebro de dos sistemas motivacionales primarios: el apetitivo (conducta consumatoria, sexual o de crianza) y el defensivo (conducta de protección, escape o evitación). La dimensión de activación hace referencia al nivel

de energía invertido en la emoción y representa la activación metabólica y neural de cualquiera de los dos sistemas, tanto el apetitivo como el defensivo. La dominancia es la dimensión que explica el grado de control percibido sobre la respuesta emocional e implica la interrupción o continuidad de la respuesta conductual (Bradley, Codispoti, Cuthbert, & Lang, 2001). Las dimensiones emocionales son evaluadas mediante un sistema de autoinforme desarrollado por Bradley y Lang (1994), el Maniquí de Autoevaluación (Self-Assessment Manikin - SAM).

En relación a la configuración emocional, Lang postula que tiene una forma de “boomerang”, o cuarto de luna (Bradley & Lang, 2007). Esta forma viene determinada porque no hay ocurrencia de situaciones extremas en valencia afectiva (tanto positiva como negativa) que presenten una baja activación; del mismo modo, cuando hay una extrema activación las situaciones no pueden ser neutras en valencia afectiva.

En Argentina existen escasas investigaciones respecto a la medición de las dimensiones de la emoción mediante el uso de imágenes afectivas (Estrada, Rovella, & Brusasca, 2015; Martínez-Núñez et al., 2013). Por esta razón, el objetivo de esta investigación fue adaptar a la población nacional una de las veinte series de imágenes, serie 19, que componen el Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS), y de esta manera contribuir al proceso de adaptación de dicho instrumento a la población argentina.

## Método

### *Participantes*

El estudio se llevó a cabo con una muestra compuesta por un total de 125 sujetos, de ambos sexos, estudiantes de la Universidad Nacional de San Luis, con edades comprendidas entre 17 y 52

años de edad (media de edad: 21,6 y desviación estándar: 5,13). Se controló que la proporción de hombres y mujeres fuera de 1:2 respectivamente, siguiendo las pautas propuestas por Lang et al. (2008).

### *Instrumentos*

***Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS; Lang et al., 1997).*** Se utilizaron 59 imágenes a color, en formato digitalizado, pertenecientes a la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS), presentadas en diapositivas a través de una presentación de PowerPoint y un proyector Video Beam en espacios cerrados. Las imágenes y fotografías afectivas que se utilizan tienen la característica de ser estímulos perceptuales complejos y altamente simbólicos.

***Maniquí de Autoevaluación (Self-Assessment Manikin - SAM; Bradley & Lang, 1994).*** Se empleó para realizar la evaluación de las imágenes afectivas en cada una de las dimensiones. Está conformado por tres escalas pictográficas, cada una con cinco dibujos humanoides, diagramadas a lo largo de un continuo que representan cada una de las tres dimensiones de la emoción: valencia (agradable-desagradable), activación (relajado-activado) y dominancia (dominante-dominado). Las figuras que representan la dimensión de valencia están conformadas por rostros que varían en intensidad de felicidad hasta tristeza, las que representan la dimensión de activación varían en intensidad de activación hasta calma; y finalmente las que representan la dimensión de dominancia varían en el tamaño para indicar el nivel de control percibido sobre la emoción.

La calificación del instrumento se realiza señalando con una "X" alguna de las cinco figuras

o los espacios que hay entre ellas en cada una de las dimensiones, lo cual resulta en una puntuación que va de 1 a 9. Se utilizó el cuadernillo construido para la adaptación española (Vila-Castellar et al., 2001), conformado por seis páginas con diez líneas por página, en cada línea aparecen las tres dimensiones organizadas de izquierda a derecha y en el margen izquierdo el número de la diapositiva que cada persona debe evaluar.

### *Procedimiento*

En primer lugar se realizó una convocatoria a los alumnos de las distintas facultades de la Universidad Nacional de San Luis. Se les solicitó su colaboración voluntaria haciendo hincapié en que su participación sería anónima. Quienes estuvieron interesados en participar registraron sus datos personales en una planilla de registro en la cual se encontraban detallados los días y horarios en los cuales se suministrarían los cuestionarios.

La aplicación se realizó en un encuentro en forma grupal, en grupos no mayores de 20 sujetos, en los días y horarios previamente estipulados en la planilla. El lugar donde se llevó a cabo fue la Cámara Gesell ubicada en el Cuarto Bloque de la Universidad Nacional de San Luis.

Previamente se les informó a los participantes sobre las características y los objetivos de la investigación. Se presentó el consentimiento informado, se les pidió que lo leyeran con detenimiento para ser firmado posteriormente.

En primer lugar, se administró el Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS). La presentación de las imágenes y las instrucciones se realizaron siguiendo estrictamente el protocolo desarrollado por Lang et al. (2008). Seguidamente, se entregó el Maniquí de Autoevaluación para la evaluación de las imágenes y posteriormente se proyectaron las instrucciones del Sistema Inter-

nacional de Imágenes Afectivas (IAPS) a través de un PowerPoint en donde se mostró el proceso a seguir y una prueba piloto con tres imágenes.

## Resultados

A continuación se presentan los resultados de la validación de la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) en la población argentina y las comparaciones entre los resultados obtenidos en Argentina y en Estados Unidos.

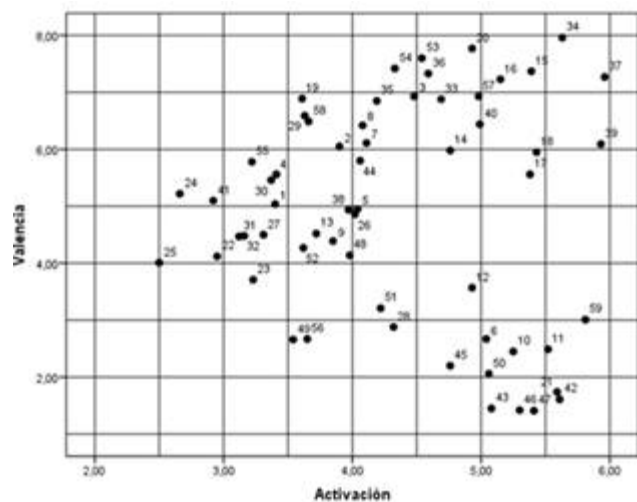
### *Valores normativos y espacio bidimensional afectivo*

**Estadísticos descriptivos:** En la Tabla 1 se presentan las medias y las desviaciones estándar de las evaluaciones en las tres dimensiones emocionales (valencia, activación y dominancia), para cada una de las 59 imágenes de la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS), organizadas según el número internacional de clasificación (Lang et al., 2008). Estas medidas se presentan para la totalidad de participantes. Dichos datos corresponden a los valores normativos de la validación argentina.

**Espacio bidimensional afectivo:** En la Figura 1 se representa la distribución de las 59 imágenes en el espacio bidimensional formado por las dimensiones de valencia afectiva (eje vertical) y activación (eje horizontal). La valencia, eje vertical, inicia en el número 1 (altamente desagradable), 5 (neutra) y 9 (altamente agradable). La activación, eje horizontal, inicia también en 1 (completa calma), 5 (activación moderada) y 9 (alta activación). En el gráfico la distribución adopta la forma de boomerang, con dos brazos que salen desde una base afectivamente neutra y

calmada hacia los dos extremos activadores — agradable y desagradable. Esta forma característica refleja el hecho de que (1) las imágenes neutras suelen ser evaluadas como poco activadoras, y (2) que a medida que se extreman las puntuaciones en la dimensión de valencia afectiva, aumentan las puntuaciones en activación —es decir, las imágenes evaluadas con un mayor nivel de agrado y de desagrado tienden también a obtener las puntuaciones más elevadas en la dimensión de activación. En cuanto al brazo que se extiende hacia el polo desagradable tiene una mayor inclinación, y una menor dispersión, que el que se extiende hacia el polo agradable. Esto sugiere que lo muy desagradable va acompañado de un alto nivel de activación y apoya la idea de que para la supervivencia es básica una rápida activación del sistema defensivo. Estos resultados coinciden con los datos de la muestra estadounidense (Lang et al., 2008).

Las imágenes, representadas en la Figura 1, que se puntuaron como desagradables o negativas están asociadas a objetos rotos, en mal estado o dañinos para la salud, y a operaciones y muerte. Por otra parte, las imágenes que se puntuaron como agradables o positivas están relacionadas a la naturaleza, al hogar y a niños.



**Figura 1**

Distribución de las 59 imágenes de la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) en el espacio bidimensional para todos los participantes.

**Tabla 1**

Estadísticos descriptivos (medias y desviaciones estándar) de las dimensiones emocionales – valencia, activación y dominancia – de cada una de las 59 imágenes de la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) para la muestra total.

Nº	Descripción	Valencia		Activación		Dominancia	
		M	DE	M	DE	M	DE
1271	Cucarachas	2,67	(1,58)	3,65	(2,00)	5,07	(2,53)
1595	Poni	6,93	(1,97)	4,98	(2,36)	6,21	(2,19)
1605	Mariposa	6,49	(1,86)	3,66	(2,06)	6,27	(2,48)
1820	Cocodrilo	3,01	(2,23)	5,81	(2,48)	4,41	(2,40)
2115	Piercing	3,21	(2,21)	4,22	(2,43)	5,15	(2,41)
2122	Lengua afuera	4,27	(2,33)	3,62	(2,05)	5,64	(2,47)
2151	Padre/Niña	7,60	(1,58)	4,54	(2,55)	6,90	(2,11)
2274	Niños	7,42	(1,58)	4,33	(2,39)	6,86	(2,08)
2302	Niña/Cámara	5,78	(1,91)	3,22	(1,90)	6,21	(2,25)
2308	Niña/Maquillaje	5,04	(2,02)	3,40	(1,93)	5,93	(2,29)
2377	Leyendo	6,05	(1,81)	3,90	(2,02)	6,45	(2,10)
2382	Artista	6,93	(1,58)	4,48	(2,21)	6,61	(2,26)
2390	Pareja	5,56	(1,82)	3,41	(2,06)	6,15	(2,26)
2392	Hombre con pescado	4,95	(2,32)	4,04	(2,18)	5,80	(2,42)
2457	Niño llorando	2,67	(1,79)	5,04	(2,47)	4,51	(2,20)
2489	Músico	6,11	(1,79)	4,11	(2,25)	6,25	(2,16)
2511	Anciana	6,42	(1,95)	4,08	(2,31)	6,43	(2,06)
2525	Mujeres	4,39	(1,93)	3,85	(2,17)	5,48	(2,46)
3019	Órganos	2,45	(1,94)	5,25	(2,77)	4,01	(2,56)
3212	Operación	2,49	(1,98)	5,52	(2,75)	3,97	(2,36)
3310	Incubadora	3,57	(2,47)	4,93	(2,40)	4,76	(2,41)
4008	Mujer erótica	4,52	(2,55)	3,72	(2,50)	5,02	(2,80)
4525	Hombre atractivo	5,98	(2,27)	4,76	(2,55)	6,07	(2,34)
4628	Romance	7,37	(1,53)	5,39	(2,44)	6,85	(2,09)
4628	Boda	7,23	(1,87)	5,15	(2,56)	6,85	(2,09)
4692	Pareja erótica I	5,56	(2,34)	5,38	(2,58)	5,37	(2,48)
4693	Pareja erótica II	5,95	(2,45)	5,43	(2,48)	5,43	(2,53)
5726	Granos	6,89	(1,84)	3,61	(2,31)	6,85	(2,31)
5829	Puesta de sol	7,77	(1,36)	4,93	(2,52)	6,94	(1,95)
6520	Ataque	1,74	(1,38)	5,56	(2,80)	3,98	(2,47)
6837	Policía	4,12	(1,46)	2,95	(1,96)	5,67	(2,55)
7013	Foco	3,71	(1,56)	3,23	(1,94)	5,11	(2,70)
7026	Mesa de picnic	5,22	(1,61)	2,66	(1,75)	6,24	(2,57)
7032	Zapatillas	4,01	(1,60)	2,50	(1,68)	5,72	(2,55)
7033	Tren	4,86	(1,68)	4,02	(2,24)	6,15	(2,25)

7077	Hornalla	4,50	(1,39)	3,31	(2,10)	5,87	(2,43)
7135	Daño del auto	2,88	(1,59)	4,32	(2,41)	5,31	(2,31)
7165	Baño	6,59	(1,53)	3,63	(2,24)	6,98	(1,85)
7255	Galleta	5,46	(1,62)	3,37	(1,79)	6,15	(2,30)
7287	Tomate	4,47	(1,84)	3,12	(1,82)	5,85	(2,56)
7354	Ajo	4,48	(2,19)	3,16	(1,94)	5,77	(2,63)
7440	Parrilla	6,88	(1,82)	4,69	(2,35)	6,28	(2,24)
7492	Transbordador	7,96	(1,35)	5,63	(2,45)	6,87	(1,99)
7509	Pincel	6,85	(1,96)	4,19	(2,36)	6,59	(2,19)
7530	Casa	7,33	(1,56)	4,59	(2,41)	6,96	(2,07)
7660	Multitud	7,27	(1,74)	5,96	(2,25)	6,02	(2,43)
8121	Atleta	4,94	(1,84)	3,97	(2,05)	6,00	(2,34)
8206	Surfistas	6,09	(1,92)	5,93	(2,29)	6,44	(1,69)
8208	Surfista	6,44	(1,69)	4,99	(2,33)	6,17	(2,26)
8312	Golf	5,10	(1,85)	2,92	(1,83)	5,92	(2,78)
9163	Soldados	1,61	(1,37)	5,61	(2,94)	3,60	(2,35)
9185	Perro muerto	1,45	(0,90)	5,08	(2,90)	3,32	(2,52)
9260	Manos	5,80	(2,00)	4,06	(2,13)	6,02	(2,28)
9321	Vómito	2,20	(1,87)	4,76	(2,75)	3,76	(2,57)
9412	Hombre muerto	1,42	(0,82)	5,30	(2,88)	3,38	(2,34)
9413	Ahorcados	1,41	(0,99)	5,41	(2,87)	3,28	(2,42)
9468	Graffiti	4,14	(2,03)	3,98	(2,42)	5,32	(2,50)
9832	Cigarrillos	2,66	(1,83)	3,54	(3,24)	5,24	(2,80)
9904	Accidente de auto	2,06	(1,50)	5,06	(2,66)	4,26	(2,43)

### *Comparaciones entre la evaluación argentina y la estadounidense*

En la Tabla 2 se presentan los valores obtenidos por ambas muestras en relación a la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) con el propósito de indagar las variaciones obtenidas en la Serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) tanto en los puntajes obtenidos en la muestra estadounidense como en los obtenidos en la muestra argentina. Tales puntajes, diferencias de rangos promedios, fueron estimados a través de la prueba de comparación de medias para muestras independientes (prueba *t* de Student) y el nivel de significancia bilateral. Se tomaron como criterios de agrupación las variables valencia, activación y dominancia.

No se observan diferencias significativas entre la muestra estadounidense y la muestra argentina en los puntajes de las dimensiones valencia y activación (Lang et al., 2008).

En relación a la dimensión dominancia, se encontraron diferencias significativas ( $p = .021$ ), siendo mayor el grado de control percibido en la muestra argentina. Estos resultados evidencian que los estímulos afectivos del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) son entendidos de manera similar entre argentinos y estadounidenses, y que la diferencia radica en la regulación emocional.

**Tabla 2**

Comparación de medias de las evaluaciones argentinas y estadounidenses para la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS).

		N	Media	Prueba <i>t</i> de Student	Significación bilateral
Valencia	EEUU	59	5.0508	.15373	.637
	Arg	59	4.8971		
Activación	EEUU	59	4.6827	.00000	1
	Arg	59	4.6827		
Dominancia	EEUU	59	5.2103	- .42831	.021
	Arg	59	5.6386		

## Discusión

En las últimas décadas se ha producido una revitalización en el interés en el estudio científico de la emoción, lo que ha implicado una necesidad creciente por encontrar medidas fiables y válidas de los procesos afectivos. En este sentido, el Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) ha demostrado ser un instrumento con una excelente bondad psicométrica, debido a que reúne todos los requisitos necesarios propuestos para cualquier método de inducción de estados emocionales (Moltó et al., 2013).

En este trabajo se llevó a cabo la validación de la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) a fin de obtener los valores normativos- en valencia, activación y dominancia- para la muestra argentina y compararlos con la muestra estadounidense. Además, se pretende contribuir al proceso de adaptación de dicho instrumento a la población argentina, de forma que los investigadores de nuestro país puedan disponer de unos valores normativos adecuados a su contexto sociocultural para seleccionar y controlar los estímulos emocionales que utilicen en sus experimentos.

Los resultados obtenidos en esta investigación permiten afirmar que la validación de la

serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) se ha realizado adecuadamente, debido a que apoyan de manera consistente las conclusiones aportadas por Lang en la muestra estadounidense (Lang et al., 2008).

La representación de las imágenes en el espacio bidimensional afectivo, definido por las dimensiones de valencia y activación, confirma la forma de boomerang encontrada en las evaluaciones de Lang. Esta dispersión característica de las imágenes se debe, por un lado, a que los estímulos se distribuyen en la dimensión de valencia desde un punto central neutro y calmado hacia sus polos extremos (agradable y desagradable) a medida que aumenta progresivamente el nivel de activación y, por otro, a la ausencia de imágenes neutras muy activadoras.

No se encontraron diferencias en las dimensiones de valencia y activación entre la evaluación argentina y estadounidense, pero sí en la dimensión dominancia. Este resultado no sólo demuestra la utilidad de las imágenes afectivas para provocar respuestas en el nivel expresivo-evaluativo de la emoción, que resultaron muy similares en ambas muestras, y por lo tanto en distintos países y culturas, sino que permiten la replicación de los estudios y la corroboración de los resultados experimentales en distintos laboratorios. No obstante, y a pesar de que las imágenes afectivas pa-



recen ser entendidas de manera similar por argentinos y estadounidenses, se encontraron algunas diferencias culturales como queda evidenciado en las evaluaciones de la dominancia. Esto quiere decir que los argentinos perciben las imágenes afectivas con un mayor nivel de control, tienden a dominarlas más, que los estadounidenses.

Las limitaciones de este trabajo de investigación radican en la composición de la muestra, ya que se evaluaron sólo sujetos sanluisños, no se incluyeron participantes de otras provincias.

Para futuras investigaciones se sugiere incluir medidas fisiológicas para estudiar las emociones, ya que éstas son matrices de respuesta multisistémicas, y sería beneficioso medirlas más ampliamente de lo que habitualmente se hace. Además de evaluar las imágenes en el Maniquí de Autoevaluación (SAM), o complementariamente a éste, sería importante medir la respuesta fisiológica emocional provocada por los estímulos pictográficos afectivos. Por otra parte, también sería recomendable trabajar en una versión local del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS), a partir de la creación de una base de estímulos pictóricos afectivos similares a los de este instrumento pero que incluya las particularidades y peculiaridades de nuestro contexto y que contribuya a la actualización de algunos temas o contenidos representados en las imágenes.

## Referencias

- Bradley, M. (2009). Natural selective attention: Orienting and emotion. *Psychophysiology*, 46(1), 1-11. doi: [10.1111/j.1469-8986.2008.00702.x](https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2008.00702.x)
- Bradley, M., Codispoti, M., Cuthbert, B., & Lang, P. (2001). Emotion and motivation I: Defensive and appetitive reactions in picture processing. *Emotion*, 1(3), 276-298. doi: [10.1037/1528-3542.1.3.276](https://doi.org/10.1037/1528-3542.1.3.276)
- Bradley, M., & Lang, P. (1994). Measuring emotion: The self-assessment manikin and the semantic differential. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 25(1), 49-59. doi: [10.1016/0005-7916\(94\)90063-9](https://doi.org/10.1016/0005-7916(94)90063-9)
- Bradley, M., & Lang, P. (2007). Emotion and motivation. En J. T. Cacioppo, L. G. Tassinary & G. Berntson (Eds.), *Handbook of Psychophysiology* (pp. 581-607). New York: Cambridge University Press.
- Estrada, M. E., Rovella, A. T., & Brusasca, M. C. (2015). Datos preliminares de la validación de la serie 19 del Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS) de Lang en una muestra de estudiantes universitarios de San Luis. En V. Martínez & S. Luquez (Eds.), *Memorias del I Congreso Nacional de Psicología "Psicología, Formación y Compromiso social"* (pp. 119-120). San Luis: Nueva Editorial Universitaria.
- Fernández-Abascal, E., García-Rodríguez, B., Jiménez-Sánchez, M., Martín-Díaz, M., & Domínguez-Sánchez, F. (2010). *Psicología de la emoción*. Madrid: Editorial Universitaria Ramón Areces.
- Lang, P. (1995). The emotion probe. Studies of motivation and attention. *American Psychologist*, 50(5), 372-385. doi: [10.1037/0003-066X.50.5.372](https://doi.org/10.1037/0003-066X.50.5.372)
- Lang, P., Bradley, M., & Cuthbert, B. (1990). Emotion, attention, and the startle reflex. *Psychological Review*, 97(3), 377-398. doi: [10.1037/0033-295x.97.3.377](https://doi.org/10.1037/0033-295x.97.3.377)
- Lang, P., Bradley, M., & Cuthbert, B. (1997). *International Affective Picture System (IAPS): Technical Manual*. University of Florida, Gainesville, FL.

*nical manual and affective ratings*. Bethesda, MD: NIMH Center for the Study of Emotion and Attention.

Lang, P., Bradley, M., & Cuthbert, B. (2008). *International Affective Picture System (IAPS): Affective ratings of pictures and instruction manual*. Technical Report A-8. Florida: Center for Research in Psychophysiology.

Martínez-Núñez, V., Pitoni, D., Brusasca, C., Rodríguez, M., Rovella, A., García-Quiroga, E., ... Hernández, M. M. (2013). Imágenes afectivas de Lang: Datos preliminares de la validación en una muestra de estudiantes universitarios en San Luis, Argentina. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento. Suplemento (Julio)*, 103-105.

Moltó, J., Segarra, P., Esteller, A., Fonfría, A., Pastor, C., & Poy, R. (2013). Adaptación española del “International Affective Picture System” (IAPS). Tercera parte. *Anales de Psicología*, 29(3), 965-984. doi: [10.6018/analesps.29.3.153591](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.153591)

Vila-Castellar, J., Sánchez, M., Ramírez-Uclés, I., Fernández-Santaella, M., Cobos-Álvarez, P., Rodríguez-Fernandez, S., ... Moltó, J. (2001). El Sistema Internacional de Imágenes Afectivas (IAPS): Adaptación española. Segunda parte. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 54(4), 635-657. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2364951>

## Estudio psicométrico del instrumento CARLOS (CRAFFT) en estudiantes universitarios mexicanos

### Psychometric study of the CARLOS (CRAFFT) instrument in Mexican university students

Gloria Velia Reyna-Barajas \*<sup>1</sup>, Luis Fernando Copertari-Isaacson<sup>1</sup>,  
Fabiola González-Betanzos<sup>2</sup>, Ferran Padrós-Blázquez<sup>2</sup>

1 - Universidad Autónoma de Zacatecas, Zacatecas, México.

2 - Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Morelia, México.

#### Resumen

En México existen instrumentos con adecuadas propiedades psicométricas que evalúan el consumo de alcohol, así como diversos aspectos asociados a su consumo y percepción de riesgo (véase Calleja, 2011). Sin embargo, hasta ahora no se ha identificado una escala creada o validada en el país que mida al mismo tiempo el consumo de alcohol y otras sustancias psicoactivas de forma breve y precisa. El objetivo de este trabajo fue examinar las propiedades psicométricas del instrumento CARLOS (CRAFFT) de Knight, Sherrit, Shrier, Harris y Chang (2002) en una muestra de 220 estudiantes universitarios mexicanos. Se aplicaron los instrumentos CARLOS (CRAFFT) y AUDIT a estudiantes universitarios. Se optó por la técnica del cuestionario auto-administrado. Se aplicaron los instrumentos dentro del salón de clases. Se asignó 1 a la respuesta afirmativa y 0 a la respuesta negativa. La edad promedio de los participantes fue de 20 años (rango 18 a 25 años). El instrumento CARLOS (CRAFFT) mostró niveles moderadamente altos de consistencia interna (Alfa de Cronbach = .73). El punto de corte de 2 ofrece la mejor combinación de sensibilidad (.86) y especificidad (.73) con valor predictivo positivo (.52) y valor predictivo negativo (.93). El área bajo la curva (ROC) fue de .79. La correlación *r* de Pearson con el instrumento AUDIT fue de .67 ( $p < .01$ ). El instrumento CARLOS (CRAFFT) es suficientemente válido y confiable para la tamización del consumo de sustancias psicoactivas en estudiantes universitarios mexicanos

**Palabras clave:** CARLOS (CRAFFT), sustancias psicoactivas, cribado, estudiantes universitarios mexicanos

#### Abstract

In Mexico there are instruments with adequate psychometric properties evaluating alcohol consumption, as well as several aspects of its use and risk perception (refer to Calleja, 2011). However, so far a scale measuring both alcohol consumption and other psychoactive substances in a brief and precise way has not been validated in Mexico. This study aimed to examine the psychometric properties of the CARLOS (CRAFFT) instrument by Knight, Sherrit, Shrier, Harris and Chang (2002) in a sample of 220 Mexican university students. The instruments CARLOS (CRAFFT) and AUDIT were applied to Mexican university students. The self-administered test technique was used and the instruments were applied inside the classroom. 1 was assigned to the affirmative answer and 0 to the negative answer. The average age of the participants was 20 years (ranging from 18 to 25 years). The CARLOS (CRAFFT) instrument showed moderately high internal consistency levels (Cronbach's alpha = .73). The cutoff point of 2 offers the best combination of sensibility (.86) and specificity (.73) with a positive predictive value (.52) and a negative predictive value (.93). The area under the ROC curve was .79 and Pearson's *r* correlation between the CARLOS (CRAFFT) and the AUDIT instrument was .67 ( $p < .01$ ). The CARLOS (CRAFFT) instrument is sufficiently valid and reliable for testing psychoactive substances consumption in Mexican university students.

**Keywords:** CARLOS (CRAFFT), psychoactive substances, screening, Mexican university students

Introducción  
Método  
Resultados  
Discusión  
Referencias

\*Correspondencia a: Gloria Velia Reyna-Barajas. Dirección: Calle de los Faroles 110, Fracc. Colonial Zacatecas, Zacatecas, Zac. 98068, México. Teléfono: +52 (492) 156-4240. [gloriavelia@yahoo.com.mx](mailto:gloriavelia@yahoo.com.mx)

Cómo citar este artículo: Reyna-Barajas, G. V., Copertari-Isaacson, L. F., González-Betanzos, F., & Padrós-Blázquez, F. (2016). Estudio psicométrico del instrumento CARLOS (CRAFFT) en estudiantes universitarios mexicanos. *Evaluar*, 16, 10-19. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

## Introducción

A nivel internacional el uso de drogas psicoactivas es un problema de salud pública (Kračmarová, Klusoňová, Petrelli, & Grappa-sonni, 2011). Según el Informe Mundial sobre Consumo de Drogas (2013) presentado por la Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito (UNODC, por sus siglas en inglés United Nations Office on Drugs and Crime), el cannabis es la sustancia ilícita típicamente más consumida a nivel internacional, registrando un leve incremento en la prevalencia de los consumidores. A este le sigue el consumo de estimulantes del tipo de las anfetaminas presente en todo el mundo y cuyo consumo está creciendo en todas las regiones. El consumo de la cocaína está disminuyendo en Europa y Estados Unidos, pero se está incrementando su uso en América del Sur y las economías emergentes de Asia.

Según la Encuesta Nacional de Adicciones (ENA, 2011), en México el abuso de sustancias psicoactivas constituye un problema actual de salud pública, que afecta a niños y adolescentes de ambos géneros y de distintos niveles socioeconómicos de todo el país. Aún así, México es uno de los países con menor consumo de drogas a nivel internacional, aunque datos relativamente recientes indican un aumento en el consumo de drogas en ambos géneros, en el que destacan los varones (Villatoro et al., 2012).

En México existen instrumentos con adecuadas propiedades psicométricas que evalúan el consumo de alcohol y otras sustancias psicoactivas, así como diversos aspectos asociados a su consumo y percepción de riesgo (véase Calleja, 2011). Sin embargo, hasta ahora no se ha identificado una escala creada o validada en el país que detecte y evalúe de forma breve y precisa el consumo de este tipo de sustancias.

La escala CARLOS (CRAFFT) desarro-

llada por Knight et al. (2002) es un instrumento de aplicación muy breve que ha manifestado aceptables propiedades psicométricas. En el estudio original de Knight et al. (2002), el punto de corte óptimo de la Escala CRAFFT resultó ser igual o superior a 2, con una sensibilidad de .76 y una especificidad de .94. El alfa de Cronbach resultó ser de .68.

En el estudio de Cummins et al. (2003), llevado a cabo en Alaska, para un punto de corte igual o superior a 2, la sensibilidad resultó ser de .95 y la especificidad de .86; el alfa de Cronbach fue de .81.

En la validación francesa Bernard et al. (2005) reportaron que para un punto de corte igual o superior a 4, la sensibilidad resultó ser igual a .72 y la especificidad de .68.

En un estudio hecho en Singapur, con una muestra multiétnica de Malasia, India y China, con un punto de corte igual o superior a 2, se encontró una sensibilidad de .64 y una especificidad de .84, la escala mostró un alfa de Cronbach de .73 (Subramaniam, Cheok, Verma, Wong, & Chong, 2010).

En Noruega, Skogen, Bøe, Knudsen y Hysing (2013), reportaron que para un punto de corte igual o superior a 2, la sensibilidad fue de .41, la especificidad de .90 y el alfa de Cronbach fue de .67.

En la validación para Colombia, Cotte-Menendez, Uribe-Isaza y Prieto-Suárez (2013), reportaron una sensibilidad de .95, una especificidad de .83, el alfa de Cronbach resultó de .89.

En la adaptación transcultural y validación hecha en Argentina se reportó que con un puntaje mayor o igual a 2, el instrumento CRAFFT tuvo una sensibilidad del 59%, una especificidad del 88% y una consistencia interna de .68.

El objetivo del presente estudio fue examinar las propiedades psicométricas del ins-

trumento CARLOS (CRAFFT) en una muestra de estudiantes de la Universidad Autónoma de Zacatecas. Por lo tanto, se calculó la consistencia interna del instrumento, se valoró la sensibilidad y especificidad de la prueba, se determinaron los valores predictivos y se examinó su estructura factorial.

## Método

### Participantes

La muestra de investigación está conformada por 220 estudiantes de diferentes Unidades Académicas de la Universidad Autónoma de Zacatecas.

Para determinar el tamaño de la muestra, en un primer momento, se siguió la recomendación de Cortina (1993) y Norman y Streiner (1996) la cual indica que: “cuando el número de participantes calculado para una escala compuesta por menos de diez ítems es inferior a 100 sujetos, se recomienda que la muestra se forme con diez participantes por cada ítem [...]” (como se cita en Campos-Arias & Oviedo, 2008, p. 836). Esta recomendación puede ser empleada cuando se realizan estudios de consistencia interna y análisis factorial exploratorio (Campos-Arias & Oviedo, 2008).

Siguiendo la anterior indicación, la muestra de este estudio estaría compuesta por 60 participantes. Sin embargo, se consideró conveniente incrementar el tamaño de la muestra para reducir el margen de error de las estimaciones (Argibay, 2009). En consecuencia, se utilizó una muestra por conveniencia de 220 participantes.

De los 220 participantes, el 58% (127) son mujeres y el 42% (93) son varones. El rango de edad oscila entre 18 y 25 años (media de 20.1, desviación estándar de 1.6, moda de 19). Proceden de las siguientes facultades: Psicología,

35% (77); Odontología, 17% (37); Ingeniería en Computación, 14% (31); Contaduría y Administración, 14% (31); Ingeniería Civil, 11% (25) y Economía, 9% (19).

### Instrumentos

**Las Preguntas CARLOS/CRAFFT (Carro, Amigos, Relajarse, Líos, Olvidado, Solo / Car, Relax, Alone, Forget, Friends, Trouble.)** De Knight et al. (2002); CARLOS o CRAFFT son acrónimos de las primeras letras de las palabras clave del test de seis preguntas. Se utilizó la versión oficial en español, realizada por los autores del instrumento, que consiste en un instrumento de cribado que permite identificar adolescentes en riesgo de abuso de sustancias. Está compuesto por seis ítems (sección B: B1, B2, B3, B4, B5 y B6), aunque hay otros tres adicionales al principio a efectos de realizar una rápida tamización (sección A: A1, A2, A3). El formato de respuesta es dicotómico (*Sí o No*). Si se responde que no a los primeros tres ítems de tamizado (A1, A2, A3) se debe responder solamente el primero de los seis ítems de diagnóstico (B1). Si se responde que sí a cualquiera de los tres ítems de tamizado se deben responder los seis ítems de diagnóstico (B1 a B6). Los seis ítems de diagnóstico del instrumento cuestionan la presencia o ausencia de consumo de alcohol u otras drogas y pregunta por los problemas que se relacionan con el consumo de estas. En caso de responder de forma negativa (no) se le asigna un puntaje de cero, mientras que a una respuesta afirmativa (sí) se le asigna un puntaje de uno. Para evaluar el instrumento se suman los puntajes de los seis ítems de diagnóstico (del B1 al B6). Una puntuación mínima de 0 o 1 respuestas afirmativas se considera como punto de corte (indicativa de ausencia de riesgo de consumo problemático de sustan-

cias). Puntajes iguales o mayores a 2 sugieren la presencia de consumo abusivo (Clark, Gordon, Ettaro, Owens, & Moss, 2010).

Las preguntas CARLOS (CRAFFT) han sido valoradas psicométricamente en diferentes estudios durante más de una década (Pérez-Gómez & Scopetta-Díaz-Granados, 2011) y se ha demostrado su validez a través de distintos estudios (Cote-Menendez, et al., 2013).

Para hacer uso de las Preguntas CARLOS (CRAFFT), se solicitó el correspondiente permiso a los autores del instrumento, que fue concedido a través de Jesse Boggis, Ph.D., Research Assitant II, Center for Adolescent Substance Abuse Research (CeASAR), Boston Children's Hospital, Harvard Medical School, MA, USA.

**AUDIT (por sus siglas en inglés, Alcohol Use Disorders Identification Test).** De Saunders, Aasland, Babor, De la Fuente y Grant (1993), adaptación mexicana de Rubio (1998), es un instrumento conformado por 10 ítems. Las primeras ocho preguntas tienen cinco opciones de respuestas, que se puntúan de 0 a 4 y las dos últimas preguntas tienen tres opciones de respuesta que se puntúan 0, 2 o 4. El rango de respuestas es de 0 a 40. Las primeras tres preguntas exploran la cantidad y frecuencia del consumo de bebidas alcohólicas. Una alta puntuación en estos ítems sugiere que la persona está bebiendo alcohol de manera abusiva. Una alta puntuación en las respuestas de las preguntas 4 a 6 muestra que existe dependencia de consumo de alcohol. Si existen altas puntuaciones en las preguntas 7 a 10 se lo considera como un consumo dañino o perjudicial. El punto de corte para considerar riesgo, consumo perjudicial o incluso dependencia de alcohol es de 8 puntos o más en el total de los puntos obtenidos en los 10 ítems (Babor, Higgins-Biddle, Saunders, & Monteiro, 2001).

### *Procedimiento*

El estudio constó de tres fases: en la primera tres psicólogos expertos revisaron la traducción oficial al español realizada por los autores del instrumento CARLOS (CRAFFT) y consideraron que es adecuada.

En la segunda fase se hizo un estudio piloto a 30 estudiantes de Psicología de las Preguntas CARLOS (CRAFFT) con el objetivo de detectar posibles dificultades en la comprensión y respuesta de las preguntas del instrumento y para medir el tiempo que se ocupa en responderlo. Los participantes expresaron entender ampliamente todas las preguntas, no manifestaron dudas y lo contestaron en un lapso de tiempo de uno a tres minutos.

En la tercera fase se realizó el estudio a escala donde participaron 220 estudiantes y se aplicaron los instrumentos CARLOS (CRAFFT) y AUDIT. En general, se siguió el siguiente procedimiento:

Se optó por la técnica del cuestionario auto-administrado, por lo que se procedió a aplicar los instrumentos de forma colectiva dentro del salón de clases. Se explicó a los estudiantes los objetivos del estudio. Se especificó el carácter confidencial de los datos aportados. Se les informó de la importancia de responder de forma verídica a las distintas cuestiones planteadas. Quienes participaron lo hicieron de forma voluntaria y firmaron el consentimiento informado. No hubo límite de tiempo para responder a cada uno de los instrumentos aplicados; sin embargo, este osciló entre 5 y 10 minutos. Por orden de aplicación, en el cuadernillo de los instrumentos primero aparece el AUDIT y después el CARLOS (CRAFFT).

### Análisis de datos

Primero se estimó la consistencia interna del instrumento CARLOS (CRAFFT) con el alfa de Cronbach. Enseguida, y en consonancia con el estudio previo de Knight et al. (2002), se calcularon la sensibilidad, la especificidad, los valores predictivos del instrumento y las áreas bajo la curva ROC, para determinar el punto de corte óptimo para predecir cualquier uso problemático de alcohol o drogas.

Para verificar la validez concurrente se calculó la correlación del instrumento CARLOS (CRAFFT) con el AUDIT. Por último y considerando los resultados del análisis factorial exploratorio (AFE) del instrumento CRAFFT realizado por Subramaniam et al. (2010) y cuyos resultados indican que el instrumento es unifactorial, se procedió a realizar un análisis factorial confirmatorio (AFC) del instrumento mediante Modelos de Ecuaciones Estructurales (MEE) considerando que todos los reactivos se agrupan en un solo factor.

### Resultados

Del total de los participantes, el 33% informó no haber consumido sustancias. Los porcentajes de los participantes que respondieron de manera afirmativa (*sí*) a cada ítem del CARLOS (CRAFFT) y los porcentajes que presentaron puntuaciones de 0 a 6 se presentan en las Tablas 1 y 2, respectivamente.

**Tabla 1**

Porcentaje de participantes que respondieron afirmativamente (*sí*) a cada ítem de Las Preguntas CARLOS (CRAFFT).

Ítem	Respuesta sí a cada ítem de Las Preguntas CARLOS
Carro	59%
Amigos	28%
Relajarse	20%
Líos	16%
Olvidado	22%
Solo	19%

**Tabla 2**

Porcentaje de participantes que tuvieron puntuaciones de 0 a 6.

Puntuación CARLOS (CRAFFT)	Porcentaje
0	33%
1	25%
2	13%
3	11%
4	11%
5	6%
6	1%

### Análisis de confiabilidad y estudio de la bondad de los reactivos

Se estimó la consistencia interna del instrumento CARLOS (CRAFFT) y se obtuvo un alfa de Cronbach de .73 que indica, teniendo en cuenta el reducido número de reactivos, que la consistencia interna de la escala es aceptable (Aiken, 2003). La media y la desviación estándar del puntaje total fue de 1.63 y 1.65 respectivamente. La Tabla 3 muestra un resumen de los resultados obtenidos por reactivo. La puntuación media para cada ítem osciló entre .15 (ítem B4) y .59 (ítem B1).

El estándar para cada ítem estuvieron entre .36 y .49. El rango de correlaciones de cada uno de los ítems con la puntuación total corregida no presentó valores negativos o iguales a 0, estuvieron por encima de .41, excepto el reactivo B6 que resultó de .37. También se observó que al

Los valores de las desviaciones estándar para cada ítem estuvieron entre .36 y .49. El rango de correlaciones de cada uno de los ítems con la puntuación total corregida no presentó valores negativos o iguales a 0, estuvieron por encima de .41, excepto el reactivo B6 que resultó de .37. También se observó que al eliminar cualquiera de los ítems, el valor del alfa de Cronbach de la escala total disminuía considerablemente (véase Tabla 3).

**Tabla 3**

Estadísticos básicos y confiabilidad de los resultados obtenidos del CARLOS (CRAFFT).

Reactivo	Media	Desviación estándar	Correlación elemento-total corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento
C – B1	0.59	0.49	0.41	0.71
A – B2	0.28	0.45	0.50	0.68
R – B3	0.20	0.39	0.50	0.68
L – B4	0.15	0.36	0.51	0.68
O – B5	0.22	0.41	0.53	0.67
S – B6	0.19	0.39	0.37	0.72

*Sensibilidad, Especificidad, Valor Predictivo Positivo (VPP), Valor Predictivo Negativo (VPN) y Curvas ROC para diferentes puntos de corte del instrumento CARLOS (CRAFFT)*

Se hizo un estudio de la variación a los diferentes puntos de corte del CARLOS (CRAFFT) al considerar diferentes totales del instrumento como casos positivos y compararlos con los casos positivos del AUDIT. Dichos resultados se muestran en la Tabla 4.

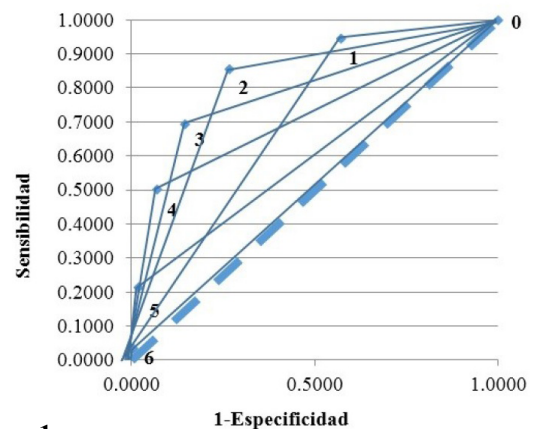
La sensibilidad de una prueba es la probabilidad de clasificar correctamente a un individuo que presenta la enfermedad mientras que la especificidad es la probabilidad de que una persona sana tenga un resultado negativo en la prueba (Cuevas-Renaud & Alejo-Martínez, 2010). Así se encuentra que la sensibilidad del CARLOS (CRAFFT) comparado con el AUDIT fue de .86, y su especificidad de .73 con un

punto de corte de 2. Al mismo punto de corte, el valor predictivo positivo resultó de .52 y el valor predictivo negativo de .94. El área bajo la curva (ROC) fue de .79 (.50 - .79).

El punto de corte es aquel valor límite a partir del cual se considera que se tiene un caso de abuso de sustancias psicoactivas. Se busca obtener el punto de corte óptimo para que el balance entre sensibilidad y especificidad sea

el mejor posible, es decir, que la prueba mida de manera más precisa el abuso de sustancias psicoactivas (sin errores ya sea por omisión o diligencia).

La curva ROC resultante de graficar 1-Especificidad en el eje horizontal y Sensibilidad en el eje vertical para los diferentes puntos de corte (Hanley & McNeil, 1982), se ilustra en la Figura 1.



**Figura 1**

Curvas ROC para los diferentes puntos de corte CARLOS (CRAFFT).



**Tabla 4**  
Análisis de diferentes puntos de corte CARLOS (CRAFFT).

Corte	Sensibilidad	Especificidad	Valor Predictivo Positivo	Valor Predictivo Negativo	1-Especificidad	Kappa	Área bajo la curva ROC
0	1.0000	0.0000	0.2545	1.0000	1.0000		- 0.5000
1	0.9464	0.4268	0.3605	0.9589	0.5732	0.2530	0.6866
2	0.8571	0.7317	0.5217	0.9375	0.2683	0.4860	0.7944
3	0.6964	0.8537	0.6190	0.8917	0.1463	0.5280	0.7750
4	0.5000	0.9329	0.7179	0.8453	0.0671	0.4810	0.7165
5	0.2143	0.9817	0.8000	0.7854	0.0183	0.2580	0.5980
6	0.0357	0.9939	0.6667	0.7512	0.0061	0.0430	0.5148

**Nota.** Se observa que el punto de corte de 2 es el que ofrece la mejor combinación de sensibilidad y especificidad, así como la mayor área bajo la curva ROC, a pesar de que la mayor Kappa sea para un punto de corte de 3.

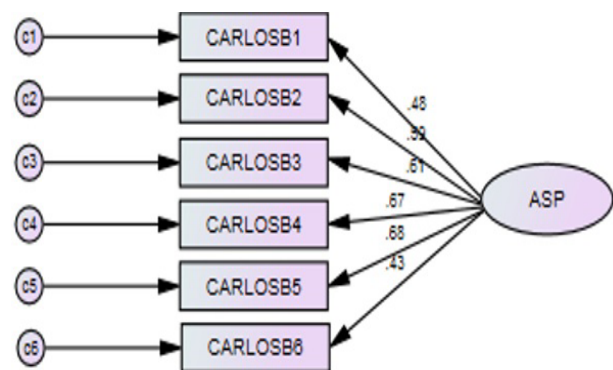
#### Validez concurrente de las escalas CARLOS (CRAFFT) y AUDIT

Para la validez concurrente se hizo una correlación para los 220 individuos de la suma de los seis ítems del CARLOS (CRAFFT; B1, B2, B3, B4, B5 y B6) respecto a la suma de los 10 ítems del AUDIT. La correlación  $r$  de Pearson para este caso resultó de  $.67$  ( $p < .01$ ).

#### Análisis factorial confirmatorio (AFC)

El análisis factorial exploratorio llevado a cabo por Subramaniam et al. (2010) mostró que todos los ítems de la escala CRAFFT se cargaron bajo un mismo factor con un peso factorial que va de  $.60$  a  $.93$ . Más aún, el modelo unifactorial cumplió con todos los criterios de un buen modelo. Por consiguiente en este estudio se espera encontrar un solo factor. Para hacer el AFC se utilizó un Modelo de Ecuaciones Estructurales o SEM (por sus siglas en inglés, *Structural Equation Model*) aplicado al instrumento CARLOS (CRAFFT). Debido a que el comportamiento del instrumento no sigue una

distribución normal, se utilizó el método de mínimos cuadrados generalizados (*generalized least squares*) en lugar del método de máxima verosimilitud (*maximum likelihood*) debido a que el primero no requiere un comportamiento normal de las variables. El resultado se muestra en la Figura 2.



**Figura 2**  
MEE del AFC del CARLOS (CRAFFT).

**Nota.** ASP significa Abuso de Sustancias Psicoactivas.

## Discusión

El primer objetivo del presente trabajo fue evaluar la consistencia interna del instrumento CARLOS (CRAFFT). Los resultados indican una consistencia interna aceptable (alfa de Cronbach de .73). El resultado obtenido es igual al presentado en el estudio de [Subramaniam et al. \(2010\)](#) y comparable a los valores obtenidos en otros estudios. Por ejemplo en el estudio original de [Knight et al. \(2002\)](#) se reportó un alfa de Cronbach de .68; [Skogen et al. \(2013\)](#) señalaron un alfa de Cronbach de .67; [Bertini et al. \(2014\)](#), indicaron un alfa de Cronbach de .64; [Cummins et al. \(2003\)](#) reportaron .81. En la revisión realizada por [Dhalla, Zumbo y Poole \(2011\)](#) se encontraron valores que van de .65 a .86, mientras que en el estudio de [Kandemir et al. \(2015\)](#) se obtuvo un alfa de Cronbach de .90. Por lo tanto, al igual que en los estudios citados anteriormente, se concluye que el instrumento es apropiado para la detección de uso y abuso de alcohol y otras sustancias.

El segundo objetivo fue evaluar la sensibilidad y la especificidad del instrumento. En este estudio se encontró que hay una mayor sensibilidad y especificidad y mejor área bajo la curva (ROC) con un punto de corte de 2, al igual que lo expuesto en otros estudios como los de [Bertini et al. \(2014\)](#), [Cote-Menéndez et al. \(2013\)](#), [Cook, Chung, Kelly y Clark \(2004\)](#), [Cummins et al. \(2003\)](#), [Kandemir et al. \(2015\)](#), [Knight et al. \(2002\)](#), [Mitchell et al. \(2014\)](#) y [Tossman, Kasten, Lang y Strüber \(2009\)](#). Nótese en este estudio que con un punto de corte de 2, la sensibilidad del CARLOS (CRAFFT) (.86) fue mayor a la reportada por [Knight et al. \(2002\)](#); .76) y la especificidad (.73) fue menor a la reportada por los autores citados (.94). Sin embargo,

los resultados encontrados en el presente estudio tienen mayor similitud a los reportados en Alemania por [Tossmann et al. \(2009\)](#). Ellos indicaron que para un punto de corte igual o superior a dos, obtuvieron una sensibilidad y especificidad de .89 y .66, respectivamente. Por otro lado, en una revisión sistemática de las propiedades psicométricas del CRAFFT que incluye 11 estudios de validez y 6 estudios de fiabilidad que se llevaron a cabo en diferentes tipos de poblaciones, los resultados indican que es un buen instrumento para detectar abuso de sustancias, incluyendo el consumo problemático, abuso y dependencias. En los puntos de corte óptimos, se obtuvo una sensibilidad con rangos de .61 a 1.00, mientras que la especificidad variaba de .33 a .97 ([Dhalla et al., 2011](#)). Los resultados del presente estudio indican que el instrumento CARLOS (CRAFFT) tiene una adecuada sensibilidad y especificidad. Por lo tanto, se puede concluir que el instrumento CARLOS (CRAFFT) como prueba diagnóstica es conveniente, se puede confiar en el diagnóstico clínico obtenido a través de la aplicación del instrumento.

El tercer objetivo fue determinar los valores predictivos. En el presente estudio se encontró un VPP = .52, es decir, con una probabilidad de acierto del 52% se predice el consumo de sustancias psicoactivas. El VPN = .94 indica que con un 94% de certidumbre el abuso de sustancias psicoactivas no está presente. Es necesario resaltar que para ambos valores predictivos se consideró un punto de corte de 2. Los resultados de los valores predictivos son similares a los reportados por [Cook et al. \(2004\)](#), quienes indican que con un punto de corte igual o mayor a 2, se obtuvo un VPP = .41 y un VPN = .92.

Por último, al igual que en el estudio de [Subramaniam et al. \(2010\)](#), se observa en este trabajo la estructura unifactorial del instrumento CARLOS (CRAFFT). Nótese que no existen

covarianzas significativas entre los errores de las seis variables exógenas (B1 a B6) en el MEE. El punto de corte de 2 es el que ofrece mejores índices sobre la validez discriminante de la escala.

Los resultados que se han obtenido en otros estudios de las propiedades psicométricas del instrumento CRAFFT son muy similares a los obtenidos en la validación hecha al contrastar el instrumento CARLOS (CRAFFT) y la encuesta AUDIT en población mexicana. Los resultados del presente estudio muestran una fiabilidad, sensibilidad y especificidad suficientemente altas. Por lo tanto, se concluye que los resultados muestran que el instrumento CARLOS (CRAFFT) es válido para la tamización de consumo de alcohol y otras sustancias en jóvenes mexicanos.

La principal limitación del estudio se refiere a que la muestra utilizada sólo está compuesta por estudiantes universitarios. Además, debe tenerse presente que sólo se ha aplicado en la ciudad de Zacatecas. Sería recomendable realizar estudios con muestras más representativas de otros estados de la República Mexicana y que tengan diferentes características sociodemográficas.

Otra importante limitación es la ausencia de una medición adecuada para estudiar la validez concurrente (la escala AUDIT evalúa sólo el consumo abusivo de alcohol). En futuros estudios sería conveniente utilizar otros *Gold Standards* (por ejemplo, una entrevista estructurada). Por otro lado, sería interesante estudiar la fiabilidad *test-retest* del instrumento, así como la sensibilidad al cambio después de intervenciones.

## Conclusión

Los datos obtenidos en el presente estudio sugieren que el instrumento CARLOS (CRAFFT) es suficientemente válido y confiable

para la tamización del consumo de sustancias psicoactivas en estudiantes universitarios mexicanos.

## Referencias

- Aiken, L. R. (2003). *Test psicológicos y evaluación* (10ª ed.). México: Pearson Educación.
- Argibay, J. C. (2009). Muestra en investigación cuantitativa. *Subjetividad y Procesos Cognitivos*, 13(1), 13-29. Recuperado de <http://dspace.uces.edu.ar:8180/xmlui/handle/123456789/719>
- Babor, T., Higgins-Biddle, J., Saunders, J., & Monteiro, M. (2001). AUDIT Cuestionario de identificación de los trastornos debidos al consumo de alcohol: Pautas para su utilización en atención primaria. Suiza: Organización Mundial de la Salud, Departamento de Salud Mental y Dependencias de Sustancias.
- Bernard, M., Bolognini, M., Plancherel, B., Chinet, L., Laget, J., Stephan, P., & Halfon, O. (2005). French validity of two substance-use screening tests among adolescents: A comparison of the CRAFFT and DEPAD. *Journal of Substance Use*, 10(6), 385-395. doi: 10.1080/14659890412331333050
- Bertini, M. C., Busaniche, J., Baquero, F., Eymann, A., Krauss, M., Paz, M., & Catsicaris, C. (2014). Adaptación transcultural y validación del test CRAFFT como prueba de pesquisa para consumo problemático, abuso y dependencia de alcohol y otras sustancias en un grupo de adolescentes argentinos. Recuperado de [http://www.sap.org.ar/docs/publicaciones/primer/2015/AO\\_Bertini\\_anticipo\\_12-2-15.pdf](http://www.sap.org.ar/docs/publicaciones/primer/2015/AO_Bertini_anticipo_12-2-15.pdf)
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications and Programming* (2ª ed.). Routledge, Taylor & Francis Group: New York, NY.
- Calleja, N. (2011). *Inventario de escalas psicosociales en México 1984-2005*. México: UNAM, Facultad de Psicología.
- Campos-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: La consistencia interna. *Revista Salud Pública*, 10(5), 831-839. doi: 10.1590/s0124-00642008000500015
- Clark, D. B., Gordon, A. J., Ettaro, L. R., Owens, J. M., & Moss, H. B. (2010). Screening and brief intervention for underage drinkers. *Mayo Clinic Proceedings*, 85(4), 380-391. doi:

10.4065/mcp.2008.0638

- Cook, R. L., Chung, T., Kelly, T. M., & Clark, D. B. (2005). Alcohol screening in Young persons attending a sexually transmitted disease clinic. *Journal of General Internal Medicine*, 20(1), 1-6. doi: [10.1111/j.1525-1497.2005.40052.x](https://doi.org/10.1111/j.1525-1497.2005.40052.x)
- Cote-Menendez, M., Uribe-Isaza, M. M., & Prieto-Suárez, E. (2013). Validación para Colombia de la escala Crafft para tamización de consumo de sustancias psicoactivas en adolescentes. *Revista de Salud Pública* 15(2), 220-232. Recuperado de <http://revistas.unal.edu.co/index.php/revsaludpublica>
- Cuevas-Renaud, C., & Alejo-Martínez, A. (2010). Validez y fiabilidad de medidas de exposición y medición. México: UNAM, Recuperado de <http://www.psicol.unam.mx/Investigacion2/pdf/SENSIBILIDAD%20Y%20ESPECIFICIDAD.pdf>
- Cummins, L. H., Chan, K. K., Burns, K. M., Blume, A. W., Larimer, M., & Marlatt, G. A. (2003). Validity of the CRAFFT in American-Indian and Alaska-Native adolescents: Screening for drug and alcohol risk. *Journal of Studies on Alcohol*, 64(5), 727-32. doi: [10.15288/jsa.2003.64.727](https://doi.org/10.15288/jsa.2003.64.727)
- Dhalla, S., Zumbo, B. D., & Poole, G. (2011). A review of the psychometric properties of the CRAFFT instrument: 1999-2010. *Current Drug Abuse Review*, 4(1), 57-64. doi: [10.2174/1874473711104010057](https://doi.org/10.2174/1874473711104010057)
- Encuesta Nacional de Adicciones (2011). Drogas ilícitas. Recuperado de [http://www.conadic.salud.gob.mx/pdfs/ENA\\_2011\\_DROGAS\\_ILICITAS\\_.pdf](http://www.conadic.salud.gob.mx/pdfs/ENA_2011_DROGAS_ILICITAS_.pdf)
- Hanley, J. A., & McNeil, B. J. (1982). The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve. *Radiology*, 143(1), 29-36. doi: [10.1148/radiology.143.1.7063747](https://doi.org/10.1148/radiology.143.1.7063747)
- Kandemir, H., Aydemir, Ö., Ekinci, S., Selek, S., Kandemir, S. B., & Bayazit, H. (2015). Validity and reliability of the Turkish version of CRAFFT substance abuse screening test among adolescents. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 11, 1505-1509. doi: [10.2147/ndt.s82232](https://doi.org/10.2147/ndt.s82232)
- Knight, J. R., Sherritt, L., Shrier, L. A., Harris, S. K., & Chang, G. (2002). Validity of the CRAFFT substance abuse screening test among adolescent clinic patients. *Archives on Pediatric and Adolescent Medicine*, 156(6), 607-614. doi: [10.1001/archpedi.156.6.607](https://doi.org/10.1001/archpedi.156.6.607)
- Kračmarová, L., Klusoňová, H., Petrelli, F., & Grappasonni, I. (2011). Tobacco, alcohol and illegal substances: Experiences and attitudes among Italian university students. *Revista da Associação Médica Brasileira*, 57(5), 513-518. doi: [10.1016/s0104-4230\(11\)70105-1](https://doi.org/10.1016/s0104-4230(11)70105-1)
- Mitchell, S. G., Kelly, S. M., Gryczynski, J., Myers, C. P., O'Grady, K. E., Kirk, A. S., & Schwartz, R. P. (2014). The CRAFFT cut-points and DSM-5 criteria for alcohol and other drugs: A re-evaluation and re-examination. *Substance Abuse*, 35(4), 376-380. doi: [10.1080/08897077.2014.936992](https://doi.org/10.1080/08897077.2014.936992)
- Pérez-Gómez, A., & Scopetta-Díaz-Granados, O. (2011). El CRAFFT/CARLOS como instrumento para la identificación temprana de consumo de alcohol y otras SPA: Una adaptación al español. *Revista Colombiana de Psicología*, 20(2), 265-274. Recuperado de <http://revistas.unal.edu.co/index.php/psicologia>
- Rubio, G. (1998). Validación de la prueba para la identificación de trastornos por el uso de alcohol (AUDIT) en atención primaria. *Revista Clínica Especializada*, 198, 11-14.
- Skogen, J. C., Bøe, T., Knudsen, A. K., & Hysing, M. (2013). Psychometric properties and concurrent validity of the CRAFFT among Norwegian adolescents. *Ung@hordaland, a population based study. Addictive Behaviors*, 38(10), 2500-2505. doi: [10.1016/j.addbeh.2013.05.002](https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2013.05.002)
- Subramaniam, M., Cheok, C., Verma, S., Wong, J., & Chong, S. A. (2010). Validity of a brief screening instrument-CRAFFT in a multiethnic Asian population. *Addictive Behaviors*, 35(12), 1102-4. doi: [10.1016/j.addbeh.2010.08.004](https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2010.08.004)
- Tossmann, P., Kasten, L., Lang, P., & Strüber, E. (2009). Determination of the concurrent validity of the CRAFT-d – A screening instrument for problematic alcohol consumption. *Zeitschrift für Kinder und Jugendpsychiatrie Psychotherapie*, 37(5), 451-459. doi: [10.1024/1422-4917.37.5.451](https://doi.org/10.1024/1422-4917.37.5.451)
- United Nations Office on Drugs and Crime (2013). World Drug Report. Recuperado de [http://www.unodc.org/unodc/secured/wdr/wdr2013/World\\_Drug\\_Report\\_2013.pdf](http://www.unodc.org/unodc/secured/wdr/wdr2013/World_Drug_Report_2013.pdf)
- Villatoro, J., Medina-Mora, M. E., Fleiz-Bautista, C., Moreno-López, M., Oliva-Robles, N., Bustos-Garmino, M., ... Amador-Buenabad, N. (2012). El consumo de drogas en México: Resultados de la Encuesta Nacional de Adicciones, 2011. *Salud Mental*, 35(6), 447-457. Recuperado de [http://revistasaludmental.mx/index.php/salud\\_mental](http://revistasaludmental.mx/index.php/salud_mental)

## Datos normativos de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes de psicología de Lima

Sergio Alexis Dominguez-Lara \* <sup>1</sup>

*1 - Laboratorio Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú.*

**Introducción**  
**Método**  
**Resultados**  
**Discusión**  
**Referencias**

### Resumen

El presente trabajo sintetiza la obtención de datos normativos (baremos) de la Escala de Procrastinación Académica (EPA) en estudiantes de psicología de Lima. Participaron 717 estudiantes (74.3% mujeres) de edades comprendidas entre 17 y 54 años ( $M = 22.65$ ,  $DE = 6.49$ ). El análisis factorial confirmatorio realizado en la EPA indica que los datos se ajustan a la estructura de dos dimensiones, y los coeficientes de confiabilidad utilizados ( $\omega$  y  $H$ ) presentan magnitudes elevadas. Los puntajes de la EPA no se ajustan a la normalidad, por lo que fueron elaborados baremos utilizando percentiles. Se discuten los resultados y se sugieren guías para utilizar las normas.

**Palabras clave:** *EPA, procrastinación académica, estudiantes universitarios, validez, confiabilidad, normas*

### Abstract

This paper synthesizes the normative data obtention (scales) of Academic Procrastination Scale (APS) in Lima psychology students. Seven hundred seventeen students participated (74.3% women) aged between 17 and 54 years ( $M = 22.65$ ,  $SD = 6.49$ ). Confirmatory factor analysis conducted on APS indicates that the data adjust to the structure of two dimensions, and reliability coefficients used ( $\omega$  and  $H$ ) have high magnitudes. APS scores are not adjusted to normality, so the scales were developed using percentiles. The results are discussed and guidelines are suggested to use the standards.

**Keywords:** *emotion, academic procrastination, college students, validity, reliability, scales*

---

\*Correspondencia a: Sergio Dominguez-Lara. Dirección postal: Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Av. Tomás Marsano 242 (5to piso), Lima 34 - Perú. Teléfono: +51 988053909 [sdominguezmpcs@gmail.com](mailto:sdominguezmpcs@gmail.com); [sdominguezl@usmp.pe](mailto:sdominguezl@usmp.pe)

## Introducción

*No dejes para mañana lo que puedas hacer hoy*, es quizás el producto de la sabiduría popular que mejor refleja el significado de la procrastinación en la vida diaria y en muchas esferas de actuación personal (familia, trabajo, estudios, etc.). Postergar tareas o actividades puede traer como consecuencia que estas se acumulen, sobrecargando a la persona y afectando su salud (Van Eerde, 2003).

En el ámbito universitario, la procrastinación académica (PA) puede definirse como la acción de retrasar voluntaria e innecesariamente la realización de tareas al punto de experimentar malestar subjetivo (Clariana, Cladellas, Badía, & Gotzens, 2011; Solomon & Rothblum, 1984), ya sea por falta de agrado hacia la tarea (Steel, 2007), por la dificultad percibida o el miedo a fallar (Brownlow & Reasinger, 2000; Solomon & Rothblum, 1984), con consecuencias perjudiciales a mediano y largo plazo (Steel & Klingsieck, 2016), aunque no existe una definición aceptada universalmente (Schraw, Wadkins, & Olafson, 2007).

Si bien el componente de dilación de actividades es relevante, al punto de ser el más abordado en los estudios de procrastinación académica (Schraw et al., 2007), el núcleo de la conducta procrastinadora es la falla en los procesos de autorregulación que impiden una adecuada organización y manejo del tiempo, que conduce a postergar los deberes (Balkis & Duru, 2009; Knaus, 2002; Steel, 2007; Wolters, 2003). Por tal motivo, es lícito pensar que si bien la PA se caracteriza por la postergación, existe un componente relacionado con la conducta académica autorregulada que contribuye a la PA (Grunschel, Patrzek, & Fries, 2013; Klingsieck, Grund, Schmid, & Fries, 2013; Steel & Klingsieck, 2016).

Existen diversos instrumentos para evaluar

la PA (Aitken, 1982; Solomon & Rothblum, 1984; Lay, 1986; Tuckman, 1991), e inclusive la ATPS (Tuckman, 1991) ha sido trabajada en idioma español (Furlan, Heredia, Piemontesi, & Tuckman, 2012). Sin embargo, todos ellos conciben de forma diferenciada la dimensionalidad de la PA, ya que dos de ellos la consideran como un constructo unidimensional, enfocado en la *evitación de la tarea* (Tuckman, 1991) o la *medición de la postergación* (Lay, 1986); mientras que dos de ellos la consideran como formada por dos dimensiones: *miedo a fallar* y *evitación de la tarea* (Aitken, 1982; Solomon & Rothblum, 1984).

En este sentido, la Escala de Procrastinación Académica (EPA; Busko, 1998), debido a su brevedad (12 ítems) y su estructura, parece ser una buena opción para su evaluación. La EPA (originalmente con 16 ítems), fue construida para ser utilizada con estudiantes universitarios, y consideró a la PA como la tendencia a dejar de lado las tareas (Busko, 1998). Álvarez-Blas (2010) tradujo su contenido al español hablado en Perú, y fue empleada en población escolar limeña. En ambos estudios (Álvarez-Blas, 2010; Busko, 1998) la PA es considerada como unidimensional, pero en una investigación realizada en universitarios de Lima se halló una estructura de dos dimensiones: *Postergación de actividades* y *Autorregulación académica*, aunque con baja correlación entre sí (Dominguez-Lara, Villegas-García, & Centeno-Leyva, 2014), y sin evidencias suficientes para plantear la existencia de un factor de segundo orden que justifique la sumatoria de las dos puntuaciones.

Esta independencia no es incoherente, porque haría referencia a dos procesos separados, e indicaría que un estudiante puede postergar sus actividades, pero a su vez planificar, por ejemplo, *cómo* y *cuándo* las hará; o, inclusive, una persona podría no dilatar la ejecución de ciertas tareas, y aun así poseer baja capacidad para organizar

sus actividades. El caso más extremo sería que presente alta *postergación de actividades* y baja *autorregulación académica*. Todos esos casos son habituales en las aulas universitarias, por lo que es necesario establecer perfiles que permitan identificar la problemática de cada estudiante en torno a la PA, y de ese modo plantear intervenciones efectivas.

La prevalencia de PA entre los universitarios es elevada (Steel, 2007). A nivel internacional se observan tasas entre el 10.2% y 75% (Balkis & Duru, 2009; Brownlow & Reasinger, 2000; Ellis & Knaus, 1977; Özer, 2011; Özer, Demir, & Ferrari, 2009; Potts, 1987; Solomon & Rothblum, 1984), mientras que en Perú, el 14.1% de la muestra estudiada presenta PA (Dominguez-Lara, en revisión a), aunque los hallazgos se focalizaron sólo en la dimensión relacionada con la *postergación de actividades*.

Por tal motivo, es necesario obtener valores normativos de la EPA que faciliten su uso en evaluaciones masivas para detectar estudiantes con un potencial perfil de riesgo. No obstante, en este tipo de estudios el punto de corte elegido para la configuración de perfiles tiende a ser objeto de controversia.

En investigaciones enfocadas en la prevalencia de PA los métodos de clasificación procrastinador / no procrastinador suelen ser heterogéneos. Algunos se enfocan en respuestas extremas. Por ejemplo, si en una escala del uno al cinco elige una respuesta  $\geq 4$  (Harriot & Ferrari, 1996; Solomon & Rothblum, 1984); mientras que otros clasifican como procrastinadora a una persona si puntúa por encima de la mediana (Brownlow & Reasinger, 2000; Özer, 2011; Özer et al., 2009); o si su puntuación es mayor a una desviación estándar (DE) por encima de la media (Balkis & Duru, 2009). Según un estudio preliminar (Dominguez-Lara, en revisión a), el tercer método es más efectivo ya que evita los *falsos*

*positivos* al centrarse en las puntuaciones más extremas. Además, utilizando el tercer método, la diferencia entre procrastinadores y no-procrastinadores en cuanto a la autoeficacia académica evidencia puntuaciones más elevadas en el segundo grupo, y el coeficiente *K2* (Livingston, 1972) para evaluar la confiabilidad del punto de corte es más elevado respecto a los métodos anteriores. Sin embargo, ese procedimiento fue empleado sólo en la dimensión de postergación de la EPA, y la clasificación considerada fue dicotómica. En ese sentido, y siguiendo la línea de análisis aplicada a otros estudios para la obtención de baremos (Dominguez-Lara, en revisión b), serán considerados percentiles (Pc) para establecer los puntos de corte.

Por lo tanto, los objetivos de esta investigación fueron: 1) analizar la estructura interna y confiabilidad de las puntuaciones de la EPA, 2) brindar datos normativos de las dimensiones de la EPA, 3) evaluar la confiabilidad de los puntos de corte elegidos, y 4) analizar la confiabilidad del perfil.

## Método

### Participantes

La muestra intencional estuvo formada por 717 estudiantes universitarios de psicología (74.3% mujeres; 33.5% trabaja; 92.2% es soltero) de tres universidades privadas de Lima Metropolitana ( $n_1 = 280$ ;  $n_2 = 346$ ,  $n_3 = 91$ ) que cursaban entre primer y décimo ciclo de estudios. No se observaron diferencias en cuanto a la distribución de varones y mujeres según universidad ( $\chi^2_{[2]} = 3.706$ ,  $p = .157$ ,  $V = .072$ ). El rango de edad estuvo fue de entre 17 y 54 años ( $M = 22.65$ ,  $DE = 6.49$ ), sin presentar diferencias entre varones y mujeres ( $t_{(715)} = 1.149$ ,  $p = .251$ ).

## Instrumentos

**Escala de Procrastinación Académica (EPA; Busko, 1998).** Fue utilizada la adaptación a universitarios limeños (Dominguez-Lara et al., 2014) que consta de dos dimensiones: Postergación de actividades (tres ítems) y Autorregulación académica (nueve ítems). Los ítems cuentan con cinco opciones de respuesta (*Nunca, Pocas veces, A veces, Casi siempre, Siempre*). La interpretación de los puntajes es directa: a mayor puntaje, mayor presencia de la conducta evaluada.

## Procedimiento

La aplicación de la EPA fue realizada durante los horarios de clase. Previamente fueron explicados los objetivos de la investigación resaltando el carácter voluntario de la participación, y que esta no sería recompensada académica o económicamente. Sólo fueron evaluados quienes brindaron su consentimiento verbal.

## Tratamiento estadístico de los datos

En cuanto al análisis estructural, previo análisis descriptivo de los ítems, fue evaluada la dimensionalidad (modelo unidimensional, y de dos factores oblicuos) de la EPA mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa EQS 6.2 (Bentler & Wu, 2012) bajo las siguientes condiciones: método de máxima verosimilitud, matriz de correlaciones policóricas (Lee, Poon, & Bentler, 1995; Dominguez-Lara, 2014) y estadísticos robustos. El ajuste del modelo fue evaluado utilizando la prueba SB- $\chi^2$  (Satorra & Bentler, 1994), RMSEA ( $\leq .05$ ), CFI ( $\geq .95$ ), y el SRMR ( $\leq .08$ ) de forma conjunta.

Con respecto al análisis de la confiabilidad,

fueron empleados los coeficientes  $\omega$  (McDonald, 1999) y  $H$  (Dominguez-Lara, 2016b; Hancock & Mueller, 2001), debido a que son más adecuados ante el incumplimiento del supuesto de tau-equivalencia de los ítems (Dominguez-Lara, 2016a).

Para la elaboración de baremos fue replicado el procedimiento de un estudio previo (Dominguez-Lara, en revisión b): análisis de normalidad con la prueba de Shapiro-Wilk (Ghasemi & Zahediasl, 2012), cálculo de diversos Pc (5, 10...99), con énfasis en los Pc 25 y 75 para delimitar los puntos de corte de los niveles Alto ( $> Pc 75$ ) y Bajo ( $< Pc 25$ ) en cada dimensión evaluada y el cálculo del coeficiente  $K2$  para la confiabilidad del punto de corte (Fernández-Arata & Merino-Soto, 2014; Livingston, 1972).

De forma adicional, fue evaluada la confiabilidad de la diferencia entre puntuaciones ( $\rho_d$ ) al interior del perfil (Muñiz, 2003; Dominguez-Lara, 2016c). Este coeficiente va desde cero a la unidad, y magnitudes elevadas de  $\rho_d$  indican que la diferencia entre puntajes se debe más a la varianza verdadera, que a la varianza del error. Finalmente, fue calculada la diferencia mínima confiable ( $D$ ), es decir, la diferencia mínima esperada entre las dos puntuaciones que no es atribuible al error de medición (Charter, 1996; Dominguez-Lara, Merino-Soto, & Navarro-Loli, 2016). Por ejemplo, si  $D$  es 15, y el valor absoluto de la diferencia entre las puntuaciones de las dos dimensiones es 10 ( $|P_1 - P_2| = 10$ ), esa diferencia es producto del error de medición. En ambos casos, si la magnitud de  $\rho_d$  no es satisfactoria y  $|P_1 - P_2| < D$ , no sería recomendable usar ese perfil para consideración individual.

## Resultados

En cuanto a las características descriptivas de los ítems, las respuestas tienden a la



**Tabla 1**  
Estadísticos descriptivos de los ítems de la EPA.

Ítem	M	DE	$g_1$	SSI	$g_2$
1. Cuando tengo que hacer una tarea, normalmente la dejo para el último minuto.*	2.891	.893	-.174	.109	.190
2. Generalmente me preparo por adelantado para los exámenes.	3.018	.858	-.048	.033	-.172
3. Cuando tengo problemas para entender algo, inmediatamente trato de buscar ayuda.	3.452	1.073	-.232	.101	-.559
4. Asisto regularmente a clase.	3.816	1.385	-.964	.250	-.400
5. Trato de completar el trabajo asignado lo más pronto posible.	3.572	1.126	-.562	.222	-.345
6. Postergo los trabajos de los cursos que no me gustan.*	2.544	.987	.078	.040	-.476
7. Postergo las lecturas de los cursos que no me gustan.*	2.596	1.013	.139	.068	-.442
8. Constantemente intento mejorar mis hábitos de estudio.	3.428	1.037	-.452	.210	-.337
9. Invierto el tiempo necesario en estudiar aún cuando el tema sea aburrido.	3.244	.946	-.047	.026	-.393
10. Trato de motivarme para mantener mi ritmo de estudio.	3.492	1.119	-.547	.218	-.366
11. Trato de terminar mis trabajos importantes con tiempo de sobra.	3.391	.968	-.263	.141	-.245
12. Me tomo el tiempo de revisar mis tareas antes de entregarlas.	3.526	1.107	-.472	.193	-.411

**Nota.** n = 717; \*: Pertenecen a la dimensión Postergación de actividades; M: media aritmética. DE: desviación estándar;  $g_1$ : asimetría de Fisher; SSI: Índice estandarizado de asimetría;  $g_2$ : curtosis de Fisher.

opción intermedia en los ítems de la dimensión *Postergación de actividades*, mientras que en los de *Autorregulación académica* se orientan hacia la opción más elevada (Tabla 1). En ambos casos, su dispersión está dentro de los límites tolerables ( $SSI \leq .25$ ; Malgady, 2007).

Con relación a la evaluación de la dimensionalidad, el modelo unidimensional (12 ítems influidos por un solo constructo) mostró un ajuste desfavorable:  $SB\chi^2_{(54)} = 626.519$  ( $p < .001$ ), CFI = .904, RMSEA (IC 90%) = .122 (.113 - .130), SRMR = .124. Por el contrario, el ajuste del modelo de dos factores oblicuos fue adecuado:  $SB\chi^2_{(53)} = 204.976$  ( $p < .001$ ), CFI = .974, RMSEA (IC 90%) = .063 (.054 - .072), SRMR = .071. Así mismo, en promedio, todas las cargas factoriales fueron de magnitud moderada a alta ( $\lambda_{postergación} = .751$ ;  $\lambda_{regulación} = .683$ ) y esta-

dísticamente significativas ( $p < .001$ ). No obstante, la correlación entre factores fue bastante baja ( $\phi = -.118$ ).

Finalmente, los coeficientes de confiabilidad fueron elevados tanto en la dimensión *Postergación de actividades* ( $\omega = .811$ ;  $H = .894$ ) como en *Autorregulación académica* ( $\omega = .892$ ;  $H = .914$ ; Hancock & Mueller, 2001; Merino-Soto, Navarro-Loli, & García-Ramirez, 2014).

#### *Datos normativos*

De forma previa a la elaboración de datos normativos, fueron evaluadas las características distribucionales de la escala. La puntuación de la EPA no se aproxima a una distribución normal tanto en *Postergación de actividades* ( $SW$

$_{[717]} = .975, p < .001$ ) como en *Autorregulación académica* ( $SW_{[717]} = .978, p < .001$ ). Para ambas dimensiones, los puntajes por encima del Pc 75 y por debajo del Pc 25 indican los niveles alto y bajo, respectivamente (Tablas 2 y 3). De forma práctica, en cuanto a *Postergación de actividades*, puntuaciones menores que siete indicarían un nivel bajo, y mayores que nueve, nivel alto; mientras que en *Autorregulación académica*, puntuaciones por debajo de 27 indicarían un nivel bajo, y por encima de 35, nivel elevado.

**Tabla 2**

Datos normativos de la EPA en estudiantes de psicología: Postergación de actividades.

PD	Pc	K2
3 – 4	5	.955 - .937
5	10	.907
6	20	.858
7	25	.793
8	40	.754
9	55	.789
10	80	.854
11	90	.904
12 – 13	95	.935 - .954
14	99	.966
<i>M</i>	8.03	
<i>DE</i>	2.372	
$g_1$	.006	
$g_2$	-.017	

**Nota.** PD: Puntuación directa; Pc: Percentil; K2: Coeficiente K2; *M*: media aritmética. *DE*: desviación estándar;  $g_1$ : asimetría de Fisher; SSI: Índice estandarizado de asimetría;  $g_2$ : curtosis de Fisher.

Los coeficientes *K2* mostraron consistentemente puntuaciones elevadas ( $> .90$ ), la confiabilidad de las diferencias ( $\rho_d = .867$ ) es de magnitud aceptable, y la *D* requerida a un 95% de confianza es de 12 puntos. Es decir, si la di-

ferencia es menor que 12, se interpretaría como efecto del error de medición. Respecto a esto último, del total de evaluados sólo el 6.4% presentó diferencias atribuibles al error de medición ( $|P_1 - P_2| < D$ ). Por ello, el perfil que se configure a partir de la EPA tiene evidencias favorables para ser considerado de forma integral (Tabla 3).

Entonces, en vista de que es viable la consecución de un perfil confiable, se realizó una distribución de frecuencias en una tabla de contingencia con relación a los niveles de cada dimensión, a fin de conocer qué porcentaje poseía el perfil de riesgo descrito anteriormente: baja autorregulación y elevada postergación. De acuerdo con los hallazgos, 46 personas (6.42%) son caracterizadas por dicho perfil. Asimismo, otros 103 estudiantes (14.37%) estarían cercanos a esa situación (Tabla 4).

## Discusión

Con los hallazgos del presente estudio se aporta mayor evidencia respecto a la dimensionalidad de la EPA, es decir, a la configuración planteada en un estudio preliminar (Dominguez-Lara et al., 2014). En ese sentido, la EPA evalúa de forma confiable los dos aspectos clave en la conducta procrastinadora: la *Postergación de actividades*, y la *Autorregulación académica*; de los cuales fue posible obtener valores normativos aplicables a estudiantes de psicología.

El principal aporte práctico del estudio es la consideración de los dos puntajes independientes de la EPA (uno por cada dimensión) estructurados en un perfil que permite una aproximación a la conducta académica del estudiante. El perfil cuenta con evidencia favorable y facilitaría una identificación más rápida de aquellos alumnos que necesitan algún tipo de orientación, como el caso de los estudiantes con nivel alto de

**Tabla 3**

Datos normativos de la EPA en estudiantes de psicología: Autorregulación académica.

<i>PD</i>	<i>Pc</i>	<i>K2</i>	<i>PD</i>	<i>Pc</i>	<i>K2</i>
12 - 18	5	.985 - .971	32	50	.871
19 - 21	10	.968 - .958	33	60	.879
21 - 24	15	.951 - .936	34	65	.890
25 - 26	20	.925 - .913	35	75	.903
27	25	.901	36 - 37	80	.915 - .927
28	30	.889	38	85	.937
29	35	.878	39	90	.945
30	40	.870	40 - 41	95	.953 - .959
31	45	.868	42 - 44	99	.964 - .975
<i>M</i>	30.94				
<i>DE</i>	6.772				
<i>g<sub>1</sub></i>	-.481				
<i>g<sub>2</sub></i>	-.076				

**Nota.** PD: Puntuación directa; Pc: Percentil; K2: Coeficiente K2; *M*: media aritmética. *DE*: desviación estándar; *g<sub>1</sub>*: asimetría de Fisher; SSI: Índice estandarizado de asimetría; *g<sub>2</sub>*: curtosis de Fisher.

**Tabla 4**

Relación entre los niveles de Postergación de actividades y Autorregulación académica.

		Nivel de Autorregulación académica			Total
		Bajo	Promedio	Alto	
Nivel de Postergación de Actividades	Bajo	43	57	76	176
	Promedio	80	212	80	372
	Alto	46	103	20	169
	Total	169	372	176	717

Postergación, pero bajo en Autorregulación, permitiendo de ese modo evitar el abandono o fracaso académico (González-Brignardello & Sánchez-Elvira-Paniagua, 2013), además de las consecuencias emocionales que trae consigo la PA (p. ej., Steel & Klingsieck, 2016). No obstante, dicha clasificación se basa en la distribución de puntajes de la muestra, por lo que sería conveniente realizar estudios independientes a fin de comparar los grupos con respecto a atributos psicológicos vinculados con la PA como la ansiedad ante exámenes (Quant & Sánchez, 2012), auto-

eficacia académica (Wäschle, Allgaier, Lachner, Fink, & Nückles, 2014) y ansiedad (Klassen, Krawchuk, & Rajani, 2008; Pardo-Bolívar, Perilla-Ballesteros, & Salinas-Ramírez, 2014), entre otros. En esas circunstancias, sería esperable un desempeño más adaptativo en los grupos más orientados a la autorregulación y menos a la postergación.

Por ejemplo, la consideración de cada puntaje de forma independiente puede ayudar a una visualización más precisa de algunos procesos recurrentes entre los universitarios, como la

naturaleza de la ansiedad ante exámenes (AE; Spielberger & Vagg, 1995) que presenten los estudiantes. Existen planteamientos acerca del tipo de AE que el estudiante experimenta según el grado de organización de su conducta académica. Es decir, existiría un tratamiento diferenciado para la persona que experimenta elevada AE y posee una conducta académica organizada así como el conocimiento necesario para aprobar el examen (AE irracional); y un tipo de orientación distinta para el individuo que no es capaz de planificar su tiempo antes de una evaluación y posee un conocimiento precario del curso, cuya AE sería producto de esa carencia (AE racional; Naveh-Benjamin, McKeachie, & Lin, 1987; Serrano-Pintado & Escolar-Llamazares, 2014; Serrano-Pintado, Sánchez-Mateos, & Escolar-Llamazares, 2010). Por ello, los datos normativos de la EPA, de forma conjunta con otros hallazgos (Dominguez-Lara, en revisión c), podrían ayudar a clasificar a los estudiantes según su Autorregulación y AE experimentadas, orientando de manera más precisa su potencial tratamiento (Serrano-Pintado, Sánchez-Mateos, & Escolar-Llamazares, 2016) en el marco de políticas institucionales orientadas al bienestar del estudiante. Cabe precisar que los puntos de corte elegidos en algunas ocasiones son arbitrarios, ya que no existe una norma general que indique cuál es el método más apropiado, aunque es una preocupación constante en la comunidad científica generar puntos de corte que permitan reducir al máximo el error, sobre todo en situaciones donde las decisiones tendrán repercusión directa en el evaluado (Ramírez-Benítez, Jiménez-Morales, & Díaz-Bringas, 2015). En el caso concreto de este estudio, si bien el procedimiento escogido (percentiles, centiles, cuartiles) es ampliamente usado (p. ej., Sánchez-Rosas, 2015) y las clasificaciones hechas en torno a los cuartiles brindan una mayor probabilidad de que los grupos estén

bien diferenciados, la interpretación de los resultados debe realizarse con cautela. Por ello, los hallazgos a partir de la EPA (y de cualquier otro instrumento) deben ser contrastados con una entrevista y, si fuera posible, complementados con otras fuentes de información (p. ej., record académico). La limitación principal del estudio no es el tamaño muestral, debido a que otros trabajos de estandarización usaron muestras de similar magnitud (Furlan, Pérez, Moyano, & Cassady, 2010) y los resultados fueron alentadores; aunque sí podría serlo el tipo de muestreo (intencional). Probablemente el hecho de contar con una sola carrera profesional limite su uso sólo a estudiantes de psicología. Por tal motivo, es recomendable ampliar las aplicaciones a otras carreras profesionales, ya que de ese modo se podrá tener una visión más amplia de la conducta académica de los estudiantes en diferentes escenarios, con diferentes exigencias, ya que existe evidencia de que no se postergan todas las tareas por igual (Blunt & Pychyl, 2000). A su vez, realizar un muestreo aleatorio permitirá aproximarse más precisamente al comportamiento poblacional y de ese modo, generalizar con un mayor grado de confianza.

## Referencias

- Aitken, M. E. (1982). A personality profile of the college student procrastinator (Tesis doctoral inédita). University of Pittsburgh, Estados Unidos.
- Álvarez-Blas, O. R. (2010). Procrastinación general y académica en una muestra estudiantes de secundaria de Lima metropolitana. *Persona*, 13, 159-177. Recuperado de <http://www.redalyc.org/revista.oa?id=1471>
- Balkis, M., & Duru, E. (2009). Prevalence of academic procrastination behavior among pre-service teachers, and its relationship with demographics and individual preferences. *Journal of Theory and Practice in Education*, 5(1), 18-32. Recuperado de <http://eku>.

[comu.edu.tr/index](http://comu.edu.tr/index)

- Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (2012). *EQS 6.2 for Windows* [Statistical Program]. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Blunt, A. K., & Pychyl, T. A. (2000). Task aversiveness and procrastination: A multi-dimensional approach to task aversiveness across stages of personal projects. *Personality and Individual Differences*, 28(1), 153-167. doi: [10.1016/S0191-8869\(99\)00091-4](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00091-4)
- Brownlow, S., & Reasinger, R. D. (2000). Putting off until tomorrow what is better done today: Academic procrastination as a function of motivation toward college work. *Journal of Social Behavior and Personality*, 15(5), 15-34.
- Busko, D. A. (1998). *Causes and consequences of perfectionism and procrastination: A structural equation model* (Tesis de Maestría inédita). The University of Guelph, Canada.
- Charter, R. A. R. (1996). Formulas for reliable and abnormal differences in raw test scores. *Perceptual and Motor Skills*, 83(3), 1017-1018. doi: [10.2466/pms.1996.83.3.1017](https://doi.org/10.2466/pms.1996.83.3.1017)
- Clariana, M., Cladellas, R., Badía, M. del M., & Gotzens, C. (2011). La influencia del género en variables de la personalidad que condicionan el aprendizaje: inteligencia emocional y procrastinación académica. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 14(3), 87-96. Recuperado de <http://www.aufop.com/aufop/revistas/lista/digital>
- Dominguez-Lara, S. A. (2014). ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc/index>
- Dominguez-Lara, S. A. (2016a). Secretos del coeficiente alfa. *Actas Urológicas Españolas*, 40(7), 471. doi:[10.1016/j.acuro.2016.04.002](https://doi.org/10.1016/j.acuro.2016.04.002)
- Dominguez-Lara, S. A. (2016b). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el Coeficiente H: Breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psicología: Avances en la disciplina*, 10(2), 87-94. doi: [10.21500/19002386.2134](https://doi.org/10.21500/19002386.2134)
- Dominguez-Lara, S. A. (2016c). Reporte de las diferencias confiables en el perfil del ACE-III. *Neurología*. doi: [10.1016/j.nrl.2016.02.022](https://doi.org/10.1016/j.nrl.2016.02.022)
- Dominguez-Lara, S. (en revisión a). Prevalencia de procrastinación académica en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana y su relación con variables demográficas.
- Dominguez-Lara, S. (en revisión b). Valores normativos de una escala de autoeficacia académica en estudiantes universitarios de Lima.
- Dominguez-Lara, S. (en revisión c). Inventario de Ansiedad ante Exámenes-Versión en español: diferencias según sexo y valores normativos en universitarios de Lima.
- Dominguez-Lara, S. A., Merino-Soto, C., & Navarro-Loli, J. (2016). Estimación paramétrica de la confiabilidad y diferencias confiables. *Revista Médica de Chile*, 144(3), 406-407. doi: [10.4067/S0034-98872016000300019](https://doi.org/10.4067/S0034-98872016000300019)
- Dominguez-Lara, S. A., Villegas-García, G., & Centeno-Leyva, S. B. (2014). Procrastinación académica: Validación de una escala en una muestra de estudiantes de una universidad privada. *Liberabit*, 20(2), 293-304. Recuperado de <http://revistaliberabit.com/es>
- Ellis, A., & Knaus, W. J. (1977). *Overcoming procrastination*. New York: Institute for Rational Living.
- Fernández-Arata, M., & Merino-Soto, C. (2014). Error de medición alrededor de los puntos de corte en el MBI-GS. *Liberabit*, 20(2), 209-218. Recuperado de <http://revistaliberabit.com/es>
- Furlan, L. A., Heredia, D. E., Piemontesi, S. E., & Tuckman, B.W. (2012). Análisis factorial confirmatorio de la adaptación argentina de la escala de procrastinación de Tuckman (ATPS). *Perspectivas en Psicología*, 9(3), 142-149. Recuperado de <http://www.redalyc.org/revista.oa?id=4835>
- Furlan, L., Pérez, E., Moyano, M., & Cassady, J. (2010). Propiedades psicométricas y estandarización de la Escala de Ansiedad Cognitiva frente a los Exámenes

- a la población universitaria argentina. *Evaluar*, 10, 22-31. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/index>
- Ghasemi, A., & Zahediasl, S. (2012). Normality tests for statistical analysis: A guide for non-statisticians. *International Journal of Endocrinology and Metabolism*, 10(2), 486-489. doi: 10.5812/ijem.3505
- González-Brignardello, M. P., & Sánchez-Elvira-Paniagua, A. (2013). ¿Puede amortiguar el engagement los efectos nocivos de la procrastinación académica? *Acción Psicológica*, 10(1), 117-134. doi: 10.5944/ap.10.1.7039
- Grunschel, C., Patrzek, J., & Fries, S. (2013). Exploring reasons and consequences of academic procrastination: an interview study. *European Journal of Psychology of Education*, 28(3), 841-861. doi: 10.1007/s10212-012-0143-4
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. En R. Cudeck, S. Du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Past and present. A Festschrift in honor of Karl G. Jöreskog* (pp. 195-216). Chicago, IL: Scientific Software International.
- Harriot, J., & Ferrari, J. R. (1996). Prevalence of procrastination among samples of adults. *Psychological Reports*, 78(2), 611-616. doi: 10.2466/pr0.1996.78.2.611
- Klassen, R. M., Krawchuk, L. L., & Rajani, S. (2008). Academic procrastination of undergraduates: Low self-efficacy to self-regulate predicts higher levels of procrastination. *Contemporary Educational Psychology*, 33(4), 915-931. doi: 10.1016/j.cedpsych.2007.07.001
- Klingsieck, K. B., Grund, A., Schmid, S., & Fries, S. (2013). Why students procrastinate: A qualitative approach. *Journal of College Student Development*, 54(4), 397-412. doi: 10.1353/csd.2013.0060
- Knaus, W. J. (2002). *The Procrastination Workbook*. USA: New Harbinger Publications.
- Lay, C. H. (1986). At last, my research article on procrastination. *Journal of Research in Personality*, 20(4), 474-495. doi: 10.1016/0092-6566(86)90127-3
- Lee, S. Y., Poon, W. Y., & Bentler, P. M. (1995). A two-stage estimation of structural equation models with continuous and polytomous variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 48(2), 339-358. doi: 10.1111/j.2044-8317.1995.tb01067.x
- Livingston, S. A. (1972). A criterion-referenced application of classical test theory. *Journal of Educational Measurement*, 9(1), 13-26. doi: 10.1111/j.1745-3984.1972.tb00756.x
- Malgady, R. G. (2007). How skewed are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology*, 134(3), 355-359. doi: 10.3200/GENP.134.3.355-360
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Merino-Soto, C., Navarro-Loli, J., & García-Ramírez, W. (2014). Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional de Bar-On, EQ-I: YV. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 3(1), 141-154. Recuperado de <http://revistas.uigv.edu.pe/index.php/psicologia>
- Muñiz, J. (2003). *Teoría clásica de los tests*. Madrid: Pirámide.
- Naveh-Benjamin, M., McKeachie, W. J., & Lin, Y. G., (1987). Two types of test-anxious students: Support for an information processing model. *Journal of Educational Psychology*, 79(2), 131-136. doi: 10.1037/0022-0663.79.2.131
- Özer, B. U. (2011). A cross sectional study on procrastination: Who procrastinate more? *International Conference on Education, Research and Innovation*, 18, 34-37.
- Özer, B. U., Demir, A. & Ferrari, J. R. (2009). Exploring academic procrastination among Turkish students: Possible gender differences in prevalence and reasons. *Journal of Social Psychology*, 149(2), 241-257. doi: 10.3200/SOCP.149.2.241-257
- Pardo-Bolívar, D., Perilla-Ballesteros, L., & Salinas-Ramírez, C. (2014). Relación entre procrastinación académica y ansiedad-rasgo en estudiantes de psico-

- logía. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 14(1), 31-44. Recuperado de <http://revistas.unbosque.edu.co/index.php/CHP>
- Potts, T.J. (1987). *Predicting procrastination on academic tasks with self-report personality measures* (Tesis doctoral inédita) Hofstra University, New York.
- Quant, D. M., & Sánchez, A. (2012). Procrastinación, procrastinación académica: concepto e implicaciones. *Revista Vanguardia Psicológica*, 3(1), 45-59.
- Ramírez-Benítez, Y., Jiménez-Morales, R. M., & Díaz-Bringas, M. (2015). Matrices progresivas de Raven: Punto de corte para preescolares 4 - 6 años. *Evaluar*, 15, 123-133. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Sánchez-Rosas, J. (2015). The Achievement Emotions Questionnaire-Argentine (AEQ-AR): Internal and external validity, reliability, gender differences and norm-referenced interpretation of test scores. *Evaluar*, 15, 41-74. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Schraw, G., Wadkins, T., & Olafson, L. (2007). Doing the things we do: A grounded theory of academic procrastination. *Journal of Educational Psychology*, 99(1), 12-25. doi: [10.1037/0022-0663.99.1.12](https://doi.org/10.1037/0022-0663.99.1.12)
- Serrano-Pintado, I., & Escolar-Llamazares, M. C. (2014). Definición del constructo ansiedad ante los exámenes en estudiantes universitarios. *Ansiedad y Estrés*, 20(2-3), 165-180.
- Serrano-Pintado, I., Sánchez-Mateos, J. D., & Escolar-Llamazares, M. C. (2010). Eficacia diferencial de estrategias de afrontamiento en la reducción de la ansiedad ante los exámenes en función del tipo de variable principalmente afectada. *Ansiedad y Estrés*, 16(2-3), 109-126.
- Serrano-Pintado, I., Sánchez-Mateos, J. D., & Escolar-Llamazares, M. C. (2016). A stress inoculation program to cope with test anxiety: Differential efficacy as a function of worry or emotionality. *Avances en Psicología Latinoamericana*. 34(1), 3-18. doi: [10.12804/apl34.1.2016.01](https://doi.org/10.12804/apl34.1.2016.01)
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31(4), 503-509. doi: [10.1037/0022-0167.31.4.503](https://doi.org/10.1037/0022-0167.31.4.503)
- Spielberger, C. D., & Vagg, P. R. (1995). Test Anxiety: A transactional process model. En C. D. Spielberger & P. R. Vagg (Eds.), *Test Anxiety: Theory, assessment, and treatment* (pp. 3-14). Washington, DC: Taylor & Francis.
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological Bulletin*, 133(1), 65-94. doi: [10.1037/0033-2909.133.1.65](https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.65)
- Steel, P., & Klingsieck, K. B. (2016). Academic procrastination: Psychological antecedents revisited. *Australian Psychologist*, 51(1), 36-46. doi: [10.1111/ap.12173](https://doi.org/10.1111/ap.12173)
- Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validation of the Procrastination Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 51(2), 473-480 doi: [10.1177/0013164491512022](https://doi.org/10.1177/0013164491512022)
- Van Eerde, W. (2003). A meta-analytically derived nomological network of procrastination. *Personality and Individual Differences*, 35, 1401-1418. Recuperado de <https://www.journals.elsevier.com/personality-and-individual-differences>
- Wäschle, K., Allgaier, A., Lachner, A., Fink, S., & Nückles, M. (2014). Procrastination and self-efficacy: Tracing vicious and virtuous circles in self-regulated learning. *Learning and Instruction*, 29, 103-114. doi: [10.1016/j.learninstruc.2013.09.005](https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2013.09.005)
- Wolters, C. A. (2003). Understanding procrastination from a self-regulated learning perspective. *Journal of Educational Psychology*, 95(1), 179-187. doi: [10.1037/0022-0663.95.1.179](https://doi.org/10.1037/0022-0663.95.1.179)

# Validación de la Escala de Rendimiento Laboral Individual en Trabajadores Argentinos

## Validation of the Job Performance Scale in Argentinean Workers

Sebastián Gabini \* <sup>1, 2, 4</sup>, Solana Salessi <sup>3, 4</sup>

1 - Facultad de Psicología y Relaciones Humanas, Universidad Abierta Interamericana, Rosario, Argentina.

2 - Facultad de Medicina y Ciencias de la Salud, Universidad Abierta Interamericana, Rosario, Argentina.

3 - Facultad de Derecho y Ciencias Sociales del Rosario, Pontificia Universidad Católica Argentina.

4 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

Introducción  
Método  
Resultados  
Discusión  
Conclusión  
Referencias

### Resumen

El objetivo del presente estudio fue validar y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Rendimiento Laboral Individual de [Koopmans et al. \(2013\)](#). Se ejecutó un estudio piloto con 31 estudiantes de posgrado para analizar la equivalencia operacional de la escala. Se elaboró un estudio principal a efectos de analizar las propiedades psicométricas de la escala puesta a punto en el estudio piloto. En esta ocasión se trabajó sobre una nueva muestra seleccionada en forma no probabilística, la que quedó integrada por 434 trabajadores. Sobre los datos recabados se ejecutaron análisis factoriales (exploratorio y confirmatorio). Sendos análisis indicaron una estructura trifactorial con adecuada consistencia (rendimiento en la tarea:  $\alpha = .76$ , comportamientos contraproducentes:  $\alpha = .76$ , y rendimiento en el contexto:  $\alpha = .72$ ), confiabilidad compuesta (CR mayores a .70) y validez convergente (AVE mayor a .50). La versión argentina del instrumento quedó conformada por 13 ítems, demostrando ser una medida confiable y parsimoniosa del rendimiento laboral percibido.

**Palabras clave:** *laboral, propiedades psicométricas, evidencia de estructura interna*

### Abstract

The aim of this study was to validate and analyze psychometric properties of [Koopmans et al. \(2013\)](#) Individual Work Performance Scale. A pilot study with 31 postgraduate students was performed to assay the operational equivalence of the scale. A main study was carried out in order to analyze the psychometric properties of the scale adapted in the pilot study. This time, the non-probabilistic sample comprised 434 workers. Factor analyses (exploratory and confirmatory) were executed over the data obtained. Both of them indicated a trifactorial structure with adequate internal consistency (task performance:  $\alpha = .76$ , counterproductive behaviors:  $\alpha = .76$ , and contextual performance:  $\alpha = .72$ ), composite reliability (CR greater than .70) and convergent validity (AVE greater than .50). The Argentinean version of the instrument was conformed by 13 items and proved to be a reliable and parsimonious scale to measure perceived job performance.

**Keywords:** *performance, psychometric properties, internal structure evidence*

\* **Correspondencia a:** Sebastián Gabini. Dirección: Tucumán 4075, Rosario (2000), Argentina. Teléfono: +54 (0341) 155807086. [sebastian\\_gabini@live.com.ar](mailto:sebastian_gabini@live.com.ar)

**Cómo citar este artículo:** Gabini, S., & Salessi, S. (2017). Validación de la Escala de Rendimiento Laboral Individual en trabajadores argentinos. *Revista Evaluar*, 16(1), 10-26. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>



## Introducción

El *rendimiento laboral* (RL) es uno de los constructos que mayor atención ha recibido por parte de los estudiosos del comportamiento organizacional. Posiblemente, su popularidad se deba a que la competitividad y la productividad de las organizaciones se encuentran íntimamente ligadas al desempeño individual de sus miembros (Koopmans et al., 2014). De allí que identificar sus determinantes y consecuentes haya sido uno de los objetivos prioritarios para los investigadores.

Con respecto a las variables predictoras, el metaanálisis realizado por O'Boyle, Humphrey, Pollack, Hawver y Story (2010) mostró que la inteligencia emocional desempeña un rol importante como antecedente del RL, junto con los cinco grandes factores de personalidad. En tanto que Dalal, Baysinger, Brummel, y LeBreton (2012), resaltaron el impacto de la autoeficacia, la necesidad de logro y algunas variables relacionadas con el entorno laboral, tales como el apoyo organizacional, el sistema de recompensas y las percepciones de justicia. Siguiendo la propuesta de Aarabi, Subramaniam, Almintisir y Akeel (2013) de probar el potencial predictivo de otros factores que podrían influir sobre el RL, la literatura más reciente presenta un gran número de estudios que proponen nuevos antecedentes. De esta manera, por ejemplo, se ha encontrado que el empoderamiento psicológico (Chiang & Hsieh, 2012), y el compromiso laboral (Gruman & Saks, 2011; Rich, LePine, & Crawford, 2010), explican porciones significativas del RL.

En lo que hace a las consecuencias, tanto Díaz Cabrera et al. (2014) como Aguinis, Joo y Gottfredson (2011) resaltan tres tipos de benefi-

ciarios de una gestión de rendimiento bien diseñada y ejecutada. En primer lugar se encuentran los empleados, quienes pueden experimentar una autoestima elevada, comprender mejor los comportamientos y resultados que requiere su posición e identificar de mejor manera los caminos para maximizar sus fortalezas y minimizar sus debilidades. En segundo lugar, los directivos, quienes desarrollan una fuerza laboral más motivada para desempeñarse, ganan un mayor predicamento entre sus subordinados, hacen que sus empleados sean más competentes y disfrutan de la diferenciación entre un buen y un mal rendimiento y de una comunicación más clara con los empleados acerca de su rendimiento. Finalmente, las organizaciones en su conjunto, las que realizan acciones administrativas más apropiadas, formulan más claramente las metas organizacionales, reducen las conductas inapropiadas de los empleados, se ven favorecidas con una mejor protección ante las demandas laborales, facilitan el cambio organizacional, y cuentan con empleados más comprometidos.

En cuanto a la conceptualización del RL, si bien se reconocen los aportes pioneros de Murphy (1990) referentes a la precisión de los alcances del término, en la actualidad se asiste a un renovado interés por establecer la naturaleza del concepto y diferenciarlo de otros constructos similares, tales como la productividad y la eficacia (Koopmans et al., 2013). En lo que hace a la naturaleza del RL, la tendencia vigente lo concibe como un constructo multidimensional y lo define como aquellos comportamientos que son relevantes para las metas organizacionales y se encuentran bajo el control del individuo (Koopmans et al., 2014). Estas precisiones conceptuales han permitido diferenciar al RL de otros conceptos asociados. Al respecto, hoy existe consenso en considerar al RL como los comportamientos orientados a la tarea (y los que

sobrepasan las exigencias del rol, o comportamientos extra-rol), mientras que la productividad y la eficacia son entendidas como consecuencias de tales conductas.

Con respecto a la medición del constructo, la falta de un marco teórico unívoco ha favorecido la proliferación de numerosas medidas para evaluar el RL. Se trata de instrumentos que abarcan un amplio rango comprendido entre medidas objetivas de la productividad hasta instrumentos subjetivos tendientes a evaluar la calidad y cantidad del trabajo. La revisión de la literatura especializada (Koopmans et al., 2014; LePine, Erez, & Johnson, 2002) indica cerca de 80 cuestionarios para medir el rendimiento laboral general y más de 40 escalas para evaluar el rendimiento en contextos específicos. Sin embargo, casi la totalidad de los instrumentos desarrollados hasta el momento no miden todas las dimensiones del constructo de forma conjunta o las operacionalizan de manera diferente. A su vez, el uso de distintas escalas para medir las dimensiones del RL conlleva el inconveniente de ítems redundantes, lo que aumenta las correlaciones entre los ítems e impacta negativamente sobre la validez de contenido (Koopmans, Bernaards, Hildebrandt, de Vet, & Van der Beeket, 2014).

Frente a este panorama, Koopmans et al. (2013) desarrollaron un instrumento genérico para evaluar el constructo. De acuerdo a la operacionalización realizada por los autores, el RL está integrado por las siguientes cuatro dimensiones: *rendimiento en la tarea*, *rendimiento en el contexto*, *comportamientos contraproducentes* y *rendimiento adaptativo*. La primera dimensión comprende las conductas inherentes a las tareas técnicas del puesto. El rendimiento en el contexto abarca aquellas actividades direccionadas a mantener el ambiente interpersonal y psicológico en

donde se desenvuelve el núcleo técnico. Los comportamientos contraproducentes incluyen toda acción intencional por parte de un miembro de la organización contraria a los legítimos intereses de la misma. Finalmente, el rendimiento adaptativo se orienta al grado hasta el cual un individuo es capaz de adaptarse a los cambios relacionados al rol laboral o a su ambiente. El instrumento, identificado con el nombre de Escala de Rendimiento Laboral Individual (IWPQ, Koopmans et al., 2013), ha sido desarrollado para medir las cuatro dimensiones del constructo como reflejo de las conductas de los trabajadores más que de la efectividad de las mismas.

Para la elaboración de la escala, Koopmans y sus colaboradores (2013) reunieron 128 indicadores a partir de una exhaustiva revisión de la literatura específica y de entrevistas con expertos. Luego de algunas depuraciones posteriores, obtuvieron una versión prototípica de la escala integrada por 47 ítems que valoraban las cuatro dimensiones del RL. La ejecución posterior de una prueba piloto sobre una muestra de 1181 trabajadores de cuello blanco (directivos, arquitectos, científicos), de cuello azul (carpinteros, mecánicos, conductores) y de cuello rosa (peluqueros, enfermeros, profesores), indicó la pertinencia de retener sólo tres dimensiones del RL, ya que la faceta correspondiente a rendimiento adaptativo surgió como un aspecto del rendimiento en el contexto. La versión final del instrumento quedó integrada por 18 ítems con formato tipo Likert de 5 puntos que evalúan tres dimensiones del RL, generalizables a todos los sectores laborales. La dimensión rendimiento en la tarea (5 ítems;  $\alpha = .79$ ) incluye indicadores que miden planeamiento y organización del trabajo, orientación a resultados, priorización del trabajo y eficiencia laboral. La dimensión rendimiento en el contexto (8 ítems;  $\alpha = .83$ ) contiene indicadores que evalúan

iniciativa, tareas laborales desafiantes, actualización de conocimientos y habilidades laborales y soluciones creativas frente a nuevos problemas. Mientras que la dimensión comportamientos laborales contraproducentes (5 ítems;  $\alpha = .89$ ) nuclea indicadores que miden excesiva negatividad y acciones que dañan a la organización.

Hasta la fecha no se dispone de una versión de la Escala de Rendimiento Laboral Individual (Koopmans et al., 2013) traducida, adaptada y validada para su empleo con poblaciones hispanoparlantes. Por lo que, en un intento por llenar este vacío empírico-instrumental, el presente estudio fue diseñado con el propósito de establecer la equivalencia funcional del mencionado cuestionario en la población argentina.

## Método

### *Diseño*

El presente trabajo se inscribe en la categoría de investigaciones instrumentales (Ato, López, & Benavente, 2013) desde el momento en que se orienta a la adaptación, validación y análisis psicométrico de un instrumento de medición. El trabajo se estructura en base a dos estudios complementarios rotulados como Estudio piloto y Estudio principal, respectivamente. La ejecución de ambos estudios se llevó a cabo en un todo de acuerdo con los lineamientos éticos establecidos por la Asociación Americana de Psicología (2010) y las recomendaciones del CONICET para las investigaciones en las ciencias sociales y humanas (Resolución 2827/06).

### *Estudio piloto*

El objetivo de este primer estudio fue traducir y adaptar para la población argentina la Escala de Rendimiento Laboral Individual (Koopmans et al., 2013). Con tal propósito, se determinó la validez de contenido, el grado de equivalencia semántica y el grado de equivalencia operacional entre la versión argentina y la versión inglesa del instrumento (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013).

En primer lugar, todos los ítems fueron sometidos a revisión crítica por parte de tres profesionales especializados en psicología del trabajo y las organizaciones. Los especialistas recibieron un cuadernillo que contenía la definición conceptual y operacional del constructo rendimiento laboral y de cada una de las dimensiones contempladas en el instrumento (rendimiento laboral en la tarea, rendimiento laboral en el contexto, y comportamientos contraproducentes), así como la totalidad de los ítems que integraban la escala. La consigna directriz fue que clasificaran, según su criterio experto, cada ítem en la dimensión correspondiente. Asimismo, fueron alentados a realizar comentarios y sugerencias tendientes a mejorar la versión prototípica del instrumento.

La equivalencia semántica consiste en la traducción de los ítems, conservando el significado entre los idiomas involucrados. Para determinar esta equivalencia se siguió un procedimiento iterativo de traducción y re-traducción, usualmente identificado en la literatura bajo el nombre de traducción inversa (por su nombre en inglés backward translation). Este análisis fue realizado en tres etapas y contó con la participación de dos traductores profesionales. En primer lugar, el instrumento fue traducido del inglés al español (argentino). Seguidamente, los expertos en lengua inglesa retradujeron la versión argentina al idio-

ma original. Por último, los mismos traductores compararon a ciegas las dos versiones del instrumento a efectos de identificar la concordancia entre cada ítem y su traducción en función de cuatro niveles de equivalencia: inalterado, poco alterado, bastante alterado y completamente alterado.

La equivalencia operacional se refiere al mantenimiento de las características operativas en cuanto a la claridad de las instrucciones, la adecuación semántica y sintáctica de los ítems y el tiempo que demanda completar la tarea. Para el análisis de esta equivalencia se efectuó un estudio piloto sobre una muestra por disponibilidad de 31 estudiantes de postgrado (53% varones; 34 años de edad promedio,  $DE = 5.45$ ), quienes aceptaron voluntariamente responder el protocolo. Una vez concluida la aplicación del instrumento se habilitó un espacio de intercambio para que los participantes opinaran acerca de la claridad de los ítems, posibles ambigüedades, tiempo requerido para responderlos y aspectos similares.

### *Estudio principal*

El objetivo de este estudio fue determinar las propiedades psicométricas de la adaptación argentina de la Escala de Rendimiento Laboral Individual de [Koopmans et al. \(2013\)](#). Con tal propósito, se efectuaron análisis factoriales de carácter exploratorio y confirmatorio, así como los correspondientes análisis de confiabilidad y validez. Para este estudio se empleó la muestra y el procedimiento que se describen a continuación.

### *Participantes*

Se trabajó con una muestra no probabilística integrada por 434 trabajadores (52.6% va-

rones). El mayor porcentaje de los participantes tenía edades comprendidas entre los 21-30 años (47.4%) y los 31-40 años (23.7%). Porcentajes menores se ubicaron en los rangos etarios comprendidos entre los 41-50 (10.2%), y mayores de 50 años (16.7%); en tanto que el rango de los 18-20 años (1.9%), estuvo escasamente representado. El 30.2% de los sujetos estaba casado, mientras que cerca de un 63% era soltero. La muestra incluyó empleados de organizaciones de diversos ramos de actividad tales como servicios (35.8%), educación (24.2%), comercio (21.9%) e industria (18.1%). En relación con la antigüedad laboral, el 46.5% de la muestra llevaba más de cinco años en su trabajo, el 39.5% entre uno y cinco años, y el 14% se encontraba trabajando hacía menos de un año.

### *Procedimiento de recolección de los datos*

Para la selección de la muestra se tomó contacto con diversas organizaciones públicas y privadas localizadas en la ciudad de Rosario y alrededores y se las invitó a participar del estudio. Con aquellas que aceptaron colaborar se pautaron días y horarios para concretar la recolección de los datos. Luego de explicar el propósito del estudio y asegurar el anonimato y la confidencialidad de los datos recabados, se procedió a trabajar sólo con los sujetos que aceptaron participar voluntariamente, luego de firmar una hoja de consentimiento informado.

### *Instrumento*

La totalidad de la muestra respondió la Escala de Rendimiento Laboral Individual traducida al español y puesta a punto durante el Estudio

piloto. La misma quedó conformada por 18 ítems con formato de respuesta tipo Likert de 5 puntos, que variaban entre 1 = *nunca* y 5 = *siempre*.

### *Estrategia de análisis de datos*

En primer lugar, se obtuvieron los estadísticos descriptivos (medias y desviaciones estándar), los índices de asimetría y curtosis, y los índices de discriminación (a partir del cómputo de las correlaciones ítem-total corregidas) para cada uno de los ítems. Seguidamente, se obtuvieron los índices de adecuación muestral (pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin y de esfericidad de Bartlett). La estructura subyacente a los ítems se determinó mediante un análisis factorial exploratorio (AFE), ejecutado sobre la mitad de la muestra. Atendiendo a la recomendación de contar con un mínimo de 200 observaciones (Lloret-Segura, Ferreres, Hernández, & Tomás, 2014), se seleccionaron en forma aleatoria simple 217 casos de los 434 presentes en la matriz de datos. Por la naturaleza ordinal de los datos, se utilizó el método de los mínimos cuadrados no ponderados (ULS, por su nombre en inglés *Unweighted Least Squares*) basado en una matriz de correlaciones policóricas (Hoffmann, Stover, de la Iglesia, & Liporace, 2013). Para determinar el número de factores se aplicó una estrategia analítica de dos pasos. Primero se ejecutó un análisis paralelo optimizado, extrayendo aleatoriamente 500 sub-matrices e implementando el análisis de rango mínimo y a continuación se efectuó la extracción de los factores sugeridos, optando por la rotación oblicua promin (Baglin, 2014). Complementariamente, se evaluó el *scree test* (tomando en cuenta los componentes ubicados por encima de la curva del gráfico de sedimentación). El criterio para la selección de los

ítems fue que pesaran .40 o más sobre el factor y que no saturaran significativamente sobre más de un factor al mismo tiempo (Lloret-Segura et al., 2014). La confiabilidad preliminar del instrumento se evaluó mediante el estadístico alfa ordinal, diseñado específicamente para el tratamiento de variables categóricas (Gadernann, Guhn, & Zumbo, 2012).

El modelo sugerido por el AFE fue verificado empíricamente mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC), el que fue realizado sobre la mitad de la muestra restante (Lloret-Segura et al., 2014). El supuesto de multi-normalidad se verificó mediante el cálculo del coeficiente de Mardia normalizado (Bentler, 2006). Se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud (ML, por su nombre en inglés *Maximum Likelihood*) con la corrección robusta de Satorra-Bentler (S-B; Bentler, 2006; Satorra, 2002), recomendado cuando los datos provienen de escalas ordinales (Bentler, 2006). Para evaluar la bondad de ajuste de cada modelo se analizó que la corrección del  $S-B\chi^2$  sobre los grados de libertad ( $S-B\chi^2/ gl$ ) fuera inferior a 3; que el índice de bondad de ajuste (GFI, *Goodness of Fit Index*) y el índice de ajuste comparativo (CFI, *Comparative Fit Index*) alcanzaran valores iguales o superiores a .90; y que el valor del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, *Root Mean Square Error of Approximation*) fuera inferior a .05. Asimismo, se examinó el Criterio de Información de Akaike (AIC, *Akaike Information Criterion*), a sabiendas de que cuanto menor sea su valor, más parsimonioso es el modelo (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2010).

Sobre el modelo de medida sugerido por el AFC se ejecutaron análisis de confiabilidad y validez. La consistencia se determinó en base al cómputo del coeficiente de confiabilidad com-

puesta (CR, *Composite Reliability*). La validez convergente, vale decir, la varianza común entre los indicadores y su constructo se verificó mediante el cálculo de la varianza media extraída (AVE, *Average Variance Extracted*). Valores superiores a .50 son considerados evidencia de adecuada validez convergente, habida cuenta de que indican que más del 50% de la varianza del constructo es debida a sus indicadores (Fornell & Larcker, 1981). Para valorar la validez discriminante la literatura actual (Bagozzi & Yi, 2012; Henseler, Ringle, & Sarstedt, 2015) recomienda tomar como criterio la raíz cuadrada del AVE. Si el valor obtenido para cada variable latente es superior a la correlación entre ésta y las restantes variables del modelo se puede asumir que cada factor comparte más varianza con sus indicadores que con los demás. El procesamiento y análisis de datos se realizó con los programas SPSS (versión 16), Factor versión 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013), y EQS 6 (Bentler, 2006).

## Resultados

### *Estudio piloto*

Validez de contenido y equivalencia semántica y operacional. La revisión del contenido de cada ítem por parte de los profesionales indicó que los mismos cubrían los tres dominios del rendimiento laboral postulados por Koopmans et al. (2013). A su vez, los índices de concordancia inter-jueces calculados a partir de la clasificación de los ítems, fueron altamente satisfactorios, oscilando entre .86 y .90 ( $p < .001$ ). En lo que hace a la terminología empleada en la redacción de los ítems, los especialistas señalaron que la misma reflejaba el vocabulario habitual de la población argentina, por lo que no se juzgaron necesarias modificaciones adicionales. Respecto a la adaptación lingüística, ambos profesionales indicaron

que se había mantenido inalterada la concordancia entre cada uno de los ítems en inglés y sus respectivas traducciones al español, por lo que concluyeron que la versión argentina de la Escala de Rendimiento Laboral Individual presentaba una adecuada equivalencia semántica. En lo que hace a la equivalencia operacional, los participantes del estudio piloto señalaron que las instrucciones para realizar la tarea estaban claramente redactadas, que no tuvieron inconvenientes para comprender el contenido de los ítems y que la escala utilizada para responder los ítems no les generaba dificultades.

### *Estudio principal*

**Análisis preliminares.** La Tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos, índices de asimetría y curtosis e índices de discriminación para cada ítem. De los 18 ítems, 12 presentaron valores de asimetría y curtosis comprendidos entre -1 y +1. Los seis ítems restantes presentaron índices inferiores a 1.60, los que fueron evaluados como aceptables (Hair et al., 2010).

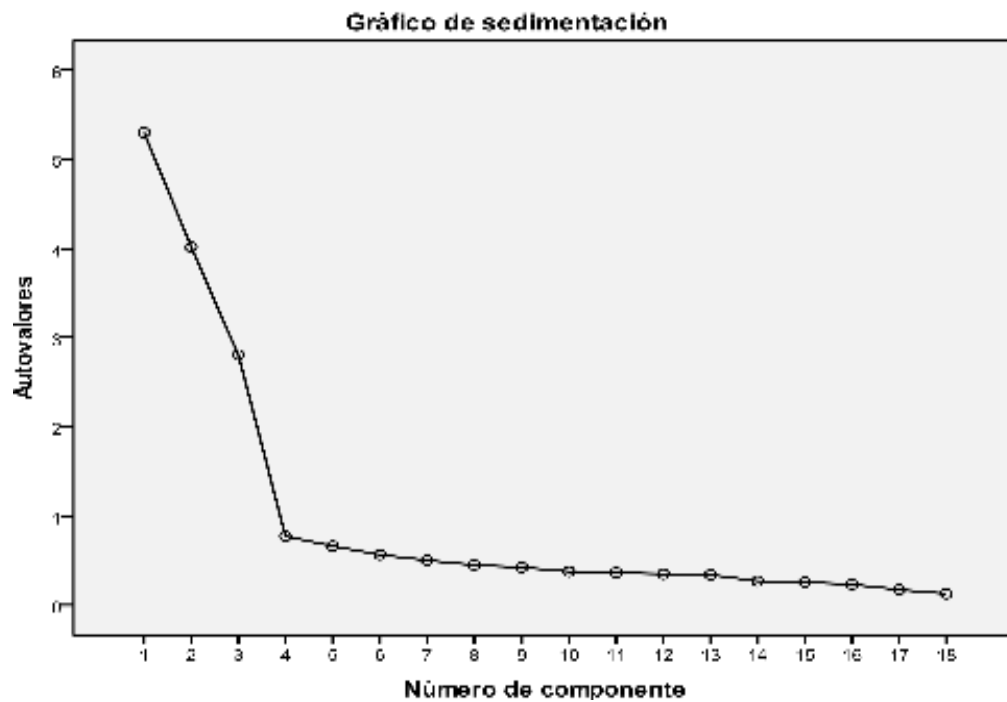
En lo que respecta a la capacidad discriminativa, todos los ítems mostraron correlaciones positivas.

**Análisis factorial exploratorio.** La matriz de datos fue considerada factorizable habida cuenta de que el test de esfericidad de Bartlett fue significativo ( $\chi^2 = 1079,122$ ;  $p < .001$ ) y el test de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin arrojó un valor de .81. El análisis paralelo optimizado sugirió tres factores con autovalores superiores a sus equivalentes de la matriz de datos aleatorios. El gráfico de sedimentación también indicó una solución de tres factores, tal como puede observarse en la Figura 1.

**Tabla 1**

Estadísticos descriptivos, índices de asimetría y curtosis y correlación ítem-total corregida correspondientes a los ítems de la Escala de Rendimiento Laboral Individual (versión adaptada).

ÍTEM	Media	DE	Asimetría	Curtosis	<i>r</i> i-total
1	3.20	1.10	.52	.83	.68
2	3.48	1.05	.64	.51	.72
3	3.31	1.13	.77	.86	.84
4	3.43	.89	-1.51	-1.44	.61
5	3.19	1.04	-.78	.58	.84
6	3.16	1.16	-.89	-.92	.82
7	3.22	1.11	-.55	.71	.79
8	3.26	1.17	.71	-.66	.72
9	3.30	1.14	.44	.52	.59
10	3.28	1.09	-.34	-.93	.61
11	3.36	1.15	.42	-.88	.83
12	3.16	1.02	.50	.68	.74
13	3.22	1.10	.71	.83	.69
14	3.29	1.15	-.47	-.23	.71
15	3.08	.91	-1.42	1.37	.65
16	3.20	1.15	.57	.38	.80
17	3.18	1.26	-.72	-.42	.79
18	3.32	1.17	-.86	-.56	.70



La inspección de las cargas factoriales condujo a eliminar dos ítems cuyas saturaciones no alcanzaron el umbral establecido (ítem 4: “*asumí más responsabilidades laborales que las que me correspondían*”, e ítem 15: “*en mi trabajo puedo separar las cuestiones principales de las secundarias*”), de modo que se retuvieron 16 de los 18 reactivos de la escala original (Tabla 2). El cálculo de un segundo AFE, extrayendo los tres factores sugeridos inicialmente y aplicando la rotación promin ratificó dicha solución. El porcentaje global de varianza común explicada por los tres

**Tabla 2**

Matriz de configuración correspondiente a los ítems de la Escala de Rendimiento Laboral Individual (versión adaptada).

CONTENIDO DEL ÍTEM	FACTORES		
	I	II	III
<i>Factor 1: Rendimiento en la tarea</i>			
<i>En los últimos tres meses...</i>			
1. Fui capaz de hacer bien mi trabajo porque le dediqué el tiempo y el esfuerzo necesarios	.61		
2. Se me ocurrieron soluciones creativas frente a los nuevos problemas	.59		
3. Cuando pude realicé tareas laborales desafiantes	.44		
4. Cuando terminé con el trabajo asignado, comencé nuevas tareas sin que me lo pidieran	.48		
5. En mi trabajo, tuve en mente los resultados que debía lograr	.70		
6. Trabajé para mantener mis conocimientos laborales actualizados	.68		
7. Seguí buscando nuevos desafíos en mi trabajo	.81		
<i>Factor 2: Comportamientos contraproducentes</i>			
<i>En los últimos tres meses...</i>			
8. Me quejé de asuntos sin importancia en el trabajo		.72	
9. Comenté aspectos negativos de mi trabajo con mis compañeros		.70	
10. Agrandé los problemas que se presentaron en el trabajo		.70	
11. Me concentré en los aspectos negativos del trabajo, en lugar de enfocarme en las cosas positivas		.73	
12. Comenté aspectos negativos de mi trabajo con gente que no pertenecía a la empresa		.47	
<i>Factor 3: Rendimiento en el contexto</i>			
<i>En los últimos tres meses...</i>			
13. Planifiqué mi trabajo de manera tal que pude hacerlo en tiempo y forma			.80
14. Trabajé para mantener mis habilidades laborales actualizadas			.68
15. Participé activamente de las reuniones laborales			.54
16. Mi planificación laboral fue óptima			.81
Varianza explicada	27.52%	15.66%	7.10%

factores extraídos fue del 50%. La distribución de los reactivos coincidió con las tres dimensiones propuestas originalmente por [Koopmans et al. \(2013\)](#). El análisis de la confiabilidad preliminar indicó apropiados niveles de consistencia y homogeneidad. Los coeficientes alfa ordinales para cada una de las tres dimensiones fueron adecuados (rendimiento en la tarea:  $\alpha = .76$ ; comportamientos contraproducentes:  $\alpha = .76$ , y rendimiento en el contexto:  $\alpha = .72$ ). La escala total alcanzó un valor de .70.



**Análisis factorial confirmatorio.** El valor obtenido en el Coeficiente de Normalidad Multivariada Normalizado se ubicó fuera del rango (entre -3 y 3) sugerido por Bentler (2006). Frente a este panorama se decidió utilizar estimadores robustos para la ejecución del AFC. Siguiendo los lineamientos de la estrategia de modelización confirmatoria, el modelo derivado del AFE, integrado por tres factores latentes correlacionados con 16 ítems como indicadores observables y sus respectivos errores de medición (Modelo A) se con-

trastó empíricamente sobre la segunda mitad de la muestra (Lloret-Segura et al., 2014). Tal como puede observarse en la Tabla 3, las medidas de bondad de ajuste calculadas para este modelo no fueron totalmente satisfactorias.

**Tabla 3**

Índices de bondad de ajuste de los modelos examinados.

Modelos	S-By $\chi^2/df$	GFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo A (3 factores, 16 ítems)	3.91	.89	.87	.07	596.25
Modelo B (3 factores, 13 ítems)	2.40	.95	.97	.04	436.14

Frente a este panorama, se procedió a ajustar el modelo siguiendo las recomendaciones de los especialistas en el tema (Aguinis & Edwards, 2014; Hair et al., 2010; Kline, 2011). Para ello se examinó la significación de las cargas factoriales, los índices de modificación y los residuos de la matriz de covarianzas. Con base en la información proporcionada por tales indicadores se decidió eliminar tres reactivos (ítem 3: “cuando pude realicé tareas laborales desafiantes”, ítem 4: “cuando terminé con el trabajo asignado comencé nuevas tareas sin que me lo pidieran”, e ítem 12: “comenté aspectos negativos de mi tra-

bajo con gente que no pertenecía a la empresa”). El modelo re-especificado (Modelo B, Tabla 3), conformado ahora por tres factores correlacionados, 13 ítems como variables observables y sus respectivos errores de medición se sometió a un nuevo AFC. Los resultados obtenidos en esta oportunidad mostraron una significativa mejoría respecto del modelo anterior, demostrando que dicha estructura no era significativamente diferente de la indicada por la matriz de covarianza de los datos. El modelo de medida final correspondiente a la escala se muestra en la Figura 2.

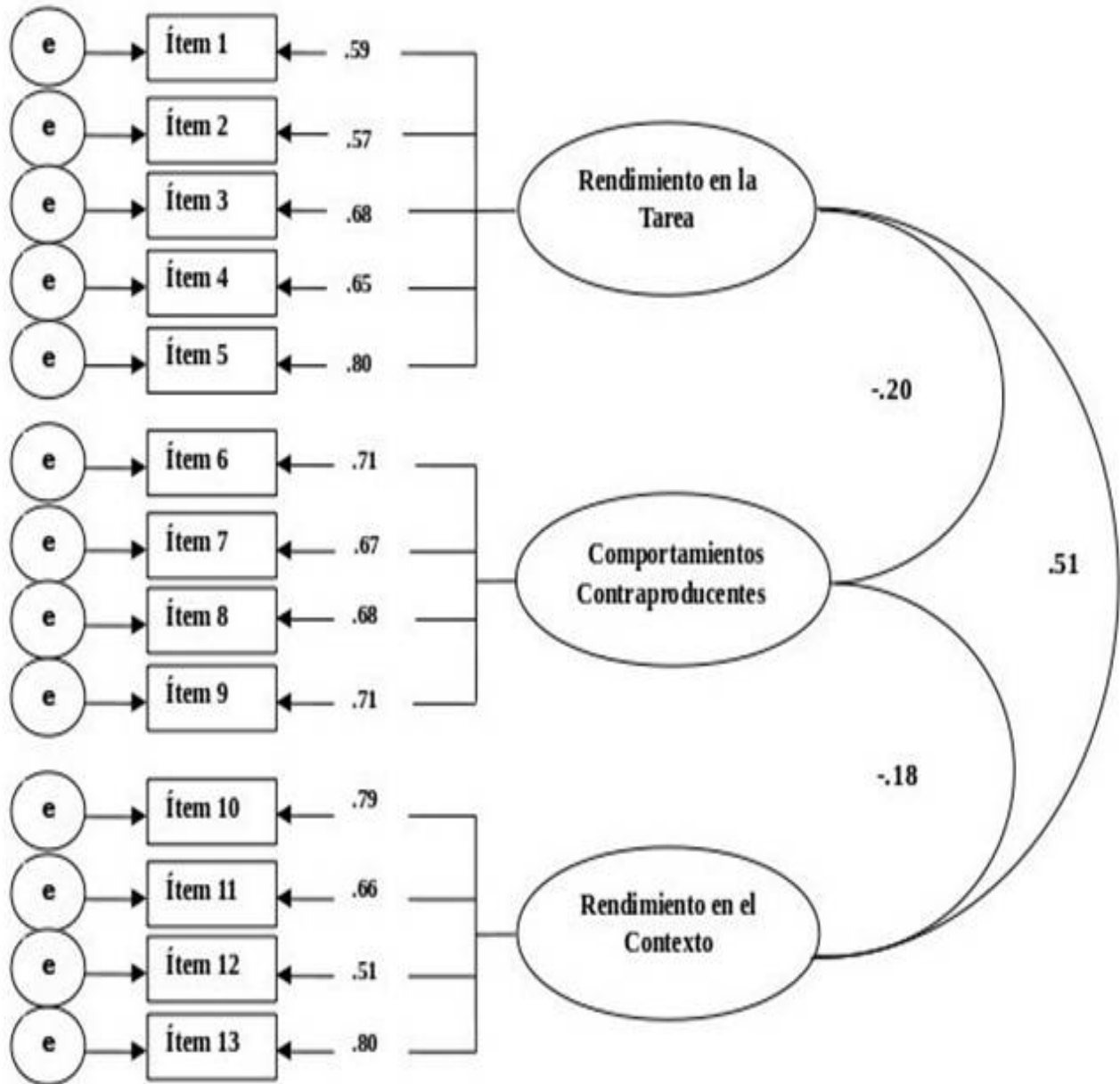


Figura 2

Modelo de medida correspondiente a la adaptación argentina de la Escala de Rendimiento Laboral Individual.

La Tabla 4 presenta las covarianzas entre las tres facetas del rendimiento, los coeficientes CR, el índice AVE y la raíz cuadrada del mismo. La inspección de la tabla precedente indica que cada sub-escala presenta adecuada confiabilidad. El coeficiente AVE se ubicó por encima del mínimo recomendado, y en todos los casos su raíz cua-

drada superó la correlación entre los constructos. Tales resultados indican que la varianza capturada por los factores identificados es mayor que la debida a los errores de medida, y se puede explicar adecuadamente a través de los indicadores elegidos.

**Tabla 4**

Covarianzas, medidas de confiabilidad y validez correspondientes a la Escala de Rendimiento Laboral Individual (versión adaptada).

	1	2	3	CR	AVE
1. Rendimiento en la tarea	(.74)	-.20	.51	.74	.55
2. Comportamientos contraproducentes		(.73)	-.18	.73	.54
3. Rendimiento en el contexto			(.72)	.70	.52

## Discusión

El objetivo del presente estudio fue validar la Escala de Rendimiento Laboral Individual de [Koopmans et al. \(2013\)](#). A partir del trabajo realizado, se ha logrado adaptar para su empleo con muestras hispanoparlantes un instrumento con adecuadas propiedades psicométricas para medir el rendimiento laboral, sin discriminar en función del tipo de actividad que realice el trabajador. En primer lugar, el AFE permitió identificar la existencia de un modelo oblicuo de tres factores, el que, con pequeños ajustes, fue confirmado mediante los AFC realizados. La estructura final obtenida indica que las dimensiones de rendimiento en la tarea, rendimiento en el contexto y comportamientos contraproducentes constituyen tres aspectos diferentes, aunque vinculados del rendimiento laboral. Esta conclusión es consistente con la estructura y los fundamentos teóricos de la escala original ([Koopmans et al., 2013](#)) al tiempo que se muestra en línea con los resultados informados por la validación inglesa del instrumento ([Koopmans et al., 2016](#)).

Por tratarse de un modelo con indicadores reflectivos ([Aguinis & Edwards, 2014](#)), se asume que los ítems se encuentran correlacionados entre sí. Esto implica que pueden sustituirse unos por otros, vale decir, que son intercambiables. Por esa razón, el haber eliminado algunos ítems para conservar sólo los mejores indicadores no menoscaba

en modo alguno la confiabilidad del instrumento aquí presentado. En efecto, tanto el coeficiente alfa ordinal como el coeficiente de confiabilidad compuesta obtenidos para cada sub-escala demuestran una adecuada homogeneidad y equivalencia de los ítems que integran la escala ([Gadernann et al., 2012](#); [Hair et al., 2010](#)). Esta satisfactoria consistencia interna, permite concluir que es un instrumento confiable para la medición del rendimiento laboral. Asimismo, considerando que el coeficiente alfa para cada dimensión fue mayor que el correspondiente a la escala total, con finalidades prácticas podrían utilizarse las subescalas por separado, lo que transforma al instrumento en una herramienta versátil y parsimoniosa.

Los resultados obtenidos muestran, además, que la escala presenta una adecuada validez convergente desde el momento en que los ítems están significativa y fuertemente correlacionados con las variables latentes correspondientes (rendimiento en la tarea, comportamientos contraproducentes y rendimiento en el contexto), al tiempo que las cargas factoriales son elevadas, oscilando entre .51 y .80 ( $p < .001$ ). En lo referente a la validez discriminante, los hallazgos señalan que cada factor de la escala comparte más varianza con sus indicadores observables que con los demás constructos del modelo. En conclusión, la escala se encuentra integrada por un conjunto de ítems que representan apropiadamente dimensiones distintas pero significativamente relacionadas del RL

(Bagozzi & Yi, 2012; Henseler et al., 2015).

### *Limitaciones, fortalezas e implicancias prácticas del estudio*

Como toda investigación científica, el presente estudio no está exento de limitaciones. En primer lugar, es necesario efectuar algunas consideraciones en términos de la validez externa del estudio: la estabilidad de las dimensiones a lo largo del tiempo no ha sido probada, por lo que en estudios futuros sería recomendable que se investigue su confiabilidad *test-retest*. En segundo lugar, la representatividad de la muestra constituye otra posible limitación del estudio realizado, habida cuenta de que se ha trabajado con una muestra integrada por trabajadores provenientes de las zonas más industrializadas y desarrolladas del país. Por este motivo la generalización de los resultados requeriría estudios complementarios con un amplio rango de ocupaciones y trabajadores argentinos. Finalmente, cabe destacar que la escala aquí presentada evalúa el rendimiento laboral percibido, de modo que las respuestas podrían verse contaminadas por el componente subjetivo que esto conlleva, así como por tendencia de las personas a presentarse a sí mismas de un modo favorable y socialmente deseado. En relación con este último aspecto, cabe señalar que en el presente estudio se tomaron todos los recaudos necesarios para garantizar el carácter anónimo del protocolo de recolección de datos y la confidencialidad de la información. No obstante, sería importante que futuras investigaciones incluyeran una escala específica para medir esta tendencia.

Entre las principales fortalezas hay que destacar que la versión validada de la Escala de Rendimiento Laboral Individual resulta muy parsimoniosa y fácil de administrar. Es sabido que los instrumentos largos requieren más tiempo

para ser completados, presentan mayores porcentajes de datos faltantes y suelen generar mayores tasas de rechazo (Schoorman & Mayer, 2008). Por lo que disponer de un instrumento con adecuadas propiedades psicométricas e integrado por pocos ítems comporta ventajas prácticas para los estudiosos del comportamiento organizacional. En primer lugar, medidas objetivas de RL no son fácilmente obtenibles en todos los puestos de trabajo, quedando reservadas para aquellos que adoptan un sistema de gestión por objetivos. En segundo lugar, a menudo los empleados tienen más oportunidades que sus compañeros o supervisores para observar sus propios comportamientos; particularmente, cuando se trata de comportamientos contraproducentes. Finalmente, al tratarse de una escala genérica, es aplicable a una amplia diversidad de sectores ocupacionales, posibilitando además la comparación entre los mismos (Koopmans et al., 2013).

La medición de las percepciones de RL comporta implicancias prácticas para la organización. Por un lado, permite que los empleados asuman una posición más activa durante la evaluación, incentivándolos a explorar sus propias capacidades y limitaciones. Por otro lado, proporciona información valiosa susceptible de capitalizarse tanto en el diseño de estrategias de capacitación, como en el desarrollo de planes de carrera (Robbins & Judge, 2009; Pablos-Teijeiro & Biedma-Ferrer, 2013). En este sentido, mientras que las medidas objetivas posibilitan a la organización tener un panorama de los resultados alcanzados en relación con las metas proyectadas, las medidas subjetivas permiten explorar los comportamientos que cada empleado reconoce en sí mismo. De este modo, administradores y gerentes de recursos humanos pueden identificar a los empleados que cumplen o exceden lo esperado, al tiempo que determinar las competencias que los mismos deben desarrollar para maximizar su potencial. En última instancia,

la información así obtenida podrá ser utilizada tanto para la toma de decisiones en torno a compensaciones, promociones y transferencias, como en el diseño de programas de capacitación y programación de la carrera profesional.

Como corolario de la investigación realizada, se puede concluir que el presente trabajo representa una contribución genuina para que otros estudios puedan ser llevados a cabo con el recurso de un instrumento con probadas propiedades psicométricas. La escala desarrollada puede, además, aportar información crucial para diagnósticos e intervenciones organizacionales. La validación de la Escala de Rendimiento Laboral Individual con muestras de sujetos argentinos deja abierta la necesidad de llevar a cabo futuros estudios de validación en otros contextos laborales y en otras culturas. Esa sería una vía idónea para verificar la validez transcultural del instrumento aquí presentado.

## Conclusión

La presente investigación provee apoyo a la estructura trifactorial de la Escala de Rendimiento Laboral Individual y demuestra que el mismo es una medida válida y confiable. Estas notas distintivas transforman al instrumento validado en una herramienta útil para medir las percepciones en torno al propio rendimiento laboral al interior de las organizaciones argentinas.

## Referencias

Aarabi, M. S., Subramaniam, I. D., Almintisir, A. B., & Akeel, A. B. (2013). Relationship between motivational factors and job performance of employees in Malaysian service industry. *Asian Social Science*, 9(9), 301-310. doi: [10.5539/ass.v9n9p301](https://doi.org/10.5539/ass.v9n9p301)

- Aguinis, H., & Edwards, J. (2014). Methodological wishes for the next decade and how to make wishes come true. *Journal of Management Studies*, 51(1), 143-174. doi: [10.1111/joms.12058](https://doi.org/10.1111/joms.12058)
- Aguinis, H., Joo, H., & Gottfredson, R. K. (2011). Why we hate performance management - And why we should love it. *Business Horizons*, 54(6), 503-507. doi: [10.1016/j.bushor.2011.06.001](https://doi.org/10.1016/j.bushor.2011.06.001)
- American Psychological Association. (2010). *Publication manual of the American Psychological Association* (6<sup>a</sup> ed.). Washington, DC: American Psychological Association.
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: [10.6018/analesps.29.3.178511](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511)
- Baglin, J. (2014). Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: A demonstration using FACTOR. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19(5), 2-15. Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=19&n=5>
- Bagozzi, R., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(1), 8-34. doi: [10.1007/s11747-011-0278-x](https://doi.org/10.1007/s11747-011-0278-x)
- Bentler, P. (2006). EQS 6 Structural Equations Program Manual. Encino, CA: Multivariate Software.
- Chiang, C., & Hsieh, T. (2012). The impacts of perceived organizational support and psychological empowerment on job performance: The mediating effects of organizational citizenship behavior. *International Journal of Hospitality Management*, 31(1), 180-190. doi: [10.1016/j.ijhm.2011.04.011](https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2011.04.011)
- Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Comité de ética (2006). *Lineamientos para el comportamiento ético en las Ciencias Sociales y Humanidades (Resolución No. 2857)*. Buenos Aires: Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).
- Dalal, R. S., Baysinger, M., Brummel, B. J., & LeBreton, J. M. (2012). The relative importance of employee engagement, other job attitudes, and trait affect as predictors of job performance. *Journal of Applied Social Psychology*, 42(1), 295-325. doi: [10.1111/j.1559-1816.2012.01017.x](https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2012.01017.x)
- Díaz-Cabrera, D., Hernández-Fernaudo, E., Isla-Díaz, R., Delgado-Rodríguez, N., Díaz-Vilela, L., & Rosales-Sánchez, C. (2014). Factores relevantes para aumentar la precisión, la viabilidad y el éxito de los sistemas de eva-

- luación del desempeño laboral. *Papeles del Psicólogo*, 35(2), 115-121. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/778/77831095004.pdf>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equations models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: 10.2307/3151312
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(3), 1-13. Recuperado de <http://pareonline.net/pdf/v17n3.pdf>
- Gruman, J. A., & Saks, A. M. (2011). Performance management and employee engagement. *Human Resource Management Review*, 21(2), 123-136. doi: 10.1016/j.hrmr.2010.09.004
- Hair, J. E., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham R. L. (2010). *Multivariate Data Analysis* (6ª ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson-Prentice Hall.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modelling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. doi: 10.1007/s11747-014-0403-8
- Hoffmann, A., Stover, J., de la Iglesia, G., & Fernández-Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. Recuperado de [http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1688-42212013000200005](http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1688-42212013000200005)
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ª ed.). New York, NY: Guilford.
- Koopmans, L., Bernaards, C. M., Hildebrandt, V. H., Van Buuren, S., Van der Beek, A. J., & De Vet, H. C. (2013). Development of an individual work performance questionnaire. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 62(1), 6-28. doi: 10.1108/17410401311285273
- Koopmans, L., Bernaards, C. M., Hildebrandt, V. H., De Vet, H. C., & Van der Beek, A. J. (2014). Measuring individual work performance: Identifying and selecting indicators. *Work*, 48(2), 229-238.
- Koopmans, L., Bernaards, C. M., Hildebrandt, V. H., Lerner, D., De Vet, H. C., & Van der Beek, A. J. (2016). Cross-cultural adaptation of the Individual Work Performance Questionnaire. *Work*, 53(3), 609-619.
- LePine, J. A., Erez, A., & Johnson, D. E. (2002). The nature and dimensionality of organizational citizenship behavior: A critical review and meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 87(1), 52-65. doi: 10.1037/0021-9010.87.1.52
- Lloret-Segura, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. doi: 10.1177/0146621613487794
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25, 151-157. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Murphy, K. R. (1990). Job performance and productivity. En K. R. Murphy & F. E. Saal (Eds). *Psychology in Organizations: Integrating science and practice* (pp. 157-176). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- O'Boyle, E. H., Humphrey, R. H., Pollack, J. M., Hawver, T. H., & Story, P. A. (2011/2010). The relation between emotional intelligence and job performance: A meta-analysis. *Journal of Organizational Behavior*, 32(5), 788-818. doi: 10.1002/job.714
- Pablos-Teijeiro, J. M., & Biedma-Ferrer, J. M. (2013). La evaluación del rendimiento individual. Un instrumento válido para lograr la eficiencia en la gestión de recursos humanos en las administraciones públicas. *Gestión y Análisis de Políticas Públicas*, 10, 1-18. doi: 10.24965/gapp.v0i10.10115
- Rich, B. L., LePine, J. A., & Crawford, E. R. (2010). Job engagement: Antecedents and effects on job performance. *Academy of Management Journal*, 53(3), 617-635. doi: 10.5465/amj.2010.51468988
- Robbins, S., & Judge, T. (2009). *Comportamiento organizacional* (13ª ed.). México, DF: Pearson Educación.
- Satorra, A. (2002). Asymptotic robustness in multiple group linear-latent variable models. *Econometric Theory*, 18(2), 297-312. doi: 10.1017.S0266466602182041
- Schoorman, D. F. & Mayer, R. C. (2008). The value of common perspectives in self-reported appraisals: You get what you ask for. *Organizational Research Methods*, 11, 148-159. doi: 10.1177/1094428107307168

# Evaluación de las prácticas parentales: Análisis psicométrico de la escala Adolescent Family Process

## Parental processes assessment: Psychometric analysis of the Adolescent Family Process Scale

Antonella Bobbio \*<sup>1</sup>, Karin Arbach<sup>1</sup>, Ana Alderete<sup>1</sup>

*1 - Centro de Investigaciones de la Facultad de Psicología (CIPSI), Grupo Vinculado, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS), Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) Córdoba, Argentina.*

Introducción  
Método  
Resultados  
Discusión  
Referencias

### Resumen

Es en la adolescencia cuando se registra la mayor prevalencia de comportamientos antinormativos. Las prácticas parentales influyen de manera directa sobre el mantenimiento o desistencia de estas conductas en los hijos adolescentes. Este artículo explora las propiedades psicométricas de la escala Adolescent Family Process en un grupo de 301 adolescentes de Córdoba (Argentina), 27% de ellos con antecedentes delictivos. Esta herramienta se utiliza frecuentemente en estudios criminológicos para la medición de la relación entre las prácticas parentales y el comportamiento antinormativo de los adolescentes. De manera general, la escala que aquí se analiza resultó válida y fiable para el estudio de las prácticas parentales en esta población. Los índices de consistencia interna resultaron adecuados y los análisis de validez de criterio indicaron que distintos tipos de comportamiento antinormativo se asocian negativamente con prácticas parentales como el monitoreo, la comunicación y la aprobación, y positivamente con el conflicto entre padres e hijos. No obstante, los análisis factoriales exploratorios mediante ejes principales indicaron una estructura factorial de cinco factores diferente a la propuesta en la escala original. También las escalas de prácticas paternas y maternas mostraron diferencias en la estructura factorial. Se discuten las implicaciones teóricas y técnicas de estos hallazgos.

**Palabras clave:** *prácticas parentales, adolescentes, análisis psicométrico, castellano*

### Abstract

The highest prevalence of antinormative behaviors occurs in adolescence. Parenting practices influence directly on the maintenance or desistance of these behaviors. This paper explores the psychometric properties of the Adolescent Family Process scale in a group of 301 teenagers from Cordoba (Argentine), 27% of them with criminal records. The scale is frequently used in criminological studies for the measurement of the relationship between parenting practices and the antinormative behavior of teenagers. In a general way, the scale proved to be valid and reliable for the study of parenting practices in this population. Internal consistency rates were adequate and criterion validity analysis showed that different types of antinormative behavior are negatively associated with parental practices such as monitoring, communication and approval, and positively correlated with conflict between parents and children. However, exploratory factor analysis (principal axes) indicated a five factorial structure different from those purposed in the original scale. The paternal and maternal practices scales showed differences in the factorial structure. Theoretical and technical implications of findings are discussed

**Key words:** *parental practices, teenagers, psychometric analysis, Spanish*

\*Correspondencia a: Antonella Bobbio. Dirección Postal: Enfermera Gordillo esquina Enrique Barros, Facultad de Psicología (Laboratorio de Evaluación Psicológica y Evaluativa), Ciudad Universitaria, Córdoba, Argentina. Teléfono: +54 351 9 2056764. [abobbio@psyche.unc.edu.ar](mailto:abobbio@psyche.unc.edu.ar)

Cómo citar este artículo: Bobbio, A.; Arbach, K.; & Alderete, A. (2016). Evaluación de las prácticas parentales: Análisis psicométrico de la escala Adolescent Family Process. *Evaluar*, 16, 46-65. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

## Introducción

La familia es el primer entorno donde el niño adquiere habilidades y aprendizajes que le permitirán un adecuado ejercicio de su autonomía y de conductas necesarias para su desarrollo (Torío-López, 2001). Durante la adolescencia, la forma en que los padres interactúan con sus hijos ejerce una influencia decisiva en la forma en que estos avanzan hacia la adultez (Polo, 2009).

El estudio de las relaciones familiares y, más específicamente, de la forma en que los padres ejercen su rol, ha ocupado un lugar muy importante en la literatura. Tradicionalmente una de las formas más empleadas en el abordaje de la función parental ha sido el estudio de los estilos educativos (Asili-Pierucci & Pinzón-Luna, 2003; Baumrind, 2005; Maccoby & Martin, 1983; McBride-Chang & Chang, 1998; Pons-Diez & Berjano-Peirats, 1997). Los estilos educativos refieren a la forma en que se organizan patrones persistentes del comportamiento de los padres ante distintas formas de actuación de los hijos (Pérez-Alonso, 2012). A partir de la interacción entre dos dimensiones fundamentales, como son el afecto y el control, se han descrito cuatro estilos parentales: democrático, autoritario, permisivo e indiferente (Maccoby & Martin, 1983). Los estilos educativos democráticos favorecerían un mayor ajuste psicosocial en los adolescentes, quienes presentarían menos problemas internalizantes (como ansiedad y depresión) y externalizantes (problemas de comportamiento, violencia) que los jóvenes que provienen de familias con otros estilos parentales (Milevsky, Schlechter, Netter, & Keehn, 2007; Pelegrina-López, García-Linares, & Lendínez, 2002; Steinberg, 2001; Suldo & Huebner, 2004).

Sin embargo, en los últimos años algunos investigadores han resaltado la necesidad de una descripción más flexible y dinámica de las conductas parentales (Metzler, Biglan, Ary, & Li, 1998; Roberts & Steinberg, 1999; Snider, Clements, & Vazsonyi, 2004; Vazsonyi, Hibbert, & Blake-Snider, 2003). Desde esta perspectiva se propone analizar el rol de los padres con un enfoque dimensional, en detrimento de una valoración tipológica (Moliner, 2006). Esto ha dado lugar a un estudio sistemático de lo que se ha denominado prácticas parentales. La diferencia principal entre ambas formas de aproximación a las dinámicas familiares es que, mientras el estilo parental es considerado como un patrón de respuestas o como un conjunto general de actitudes en el cual se enmarcan los comportamientos parentales, las prácticas son las conductas específicas de los padres en cada situación (Hernández-Guzmán, Montesinos, Bermúdez-Ornelas, Freyre, & Alcázar-Olán, 2013). Algunos autores consideran que las prácticas parentales resultan de mayor utilidad que los estilos para predecir comportamientos en los hijos (Carlo, McGinley, Hayes, Batenhorst, & Wilkinson, 2007).

*La escala Adolescent Family Process (AFP): desarrollo y aplicación*

A partir de una perspectiva dimensional Metzler et al. (1998) proponen la existencia de seis prácticas parentales: relaciones familiares positivas, uso de reforzamiento positivo, monitoreo parental, establecimiento de normas por parte de los padres, fortalecimiento consistente de las normas, y conflicto padre-hijo. Por su parte, Steinberg y Silk (2002) han postulado tres grandes dimensiones de prácticas parentales: armonía, autonomía y conflicto. La armonía representa la dimensión afectiva y la calidez que



los padres tienen con sus hijos, mientras que la autonomía refiere al control, las restricciones, la supervisión y el apoyo que brindan los padres a sus niños (Steinberg & Silk, 2002). El conflicto, por su parte, es la tensión normal entre padres e hijos que, dependiendo de la intensidad y de otras variables del entorno familiar, puede ser positivo o negativo para el desarrollo del menor (Roberts & Steinberg, 1999).

Las formulaciones previamente descritas representan la base teórica a partir de la cual se desarrolló la escala *Adolescent Family Process* (AFP; Vazsonyi et al., 2003). Se trata de una herramienta de autoinforme para la evaluación de prácticas parentales reportadas por adolescentes. El instrumento permite valorar prácticas paternas y maternas de manera independiente, ya que, según indican los autores, la cantidad y calidad de tiempo que los padres pasan con sus hijos podría ser cuantitativa y cualitativamente diferente entre ambos sexos (Stephens, 2009; Videon, 2005). La AFP se compone de seis subescalas (cercanía, soporte, monitoreo, comunicación, conflicto y aprobación del grupo de pares) que, de manera general, representan las tres dimensiones propuestas previamente por Steinberg y Silk (2002): armonía (cercanía y comunicación), autonomía (soporte, aprobación del grupo de pares y monitoreo) y conflicto. La *cercanía* se refiere a la proximidad emocional y a la sensación de afecto y comprensión adecuados, mientras que la *comunicación* se refiere al intercambio de información de manera afectiva entre padres e hijos. Si bien originalmente esta subescala estaba dividida en dos tipos de comunicación (instrumental e íntima), los análisis psicométricos indicaron que se trata de una misma dimensión (Vazsonyi et al., 2003). El *soporte* es definido como una actitud de apoyo, aceptación y aprobación por parte de los padres (Molinero, 2006). La subescala de *monitoreo* analiza las conductas de supervisión y el

conocimiento por parte de los padres de las actividades que realizan sus hijos. La *aprobación de pares* hace referencia a la aceptación que los padres manifiestan respecto a los amigos que tienen sus hijos y se relaciona con la autonomía y con la confianza en sus propias elecciones (Ozdemir, Vazsonyi, & Cok, 2013). Finalmente, el *conflicto* es entendido de manera similar a lo que señalan Roberts y Steinberg (1999), es decir, no como algo negativo en sí mismo, sino dependiente del nivel en que se manifiesta y de la interacción con otras variables familiares (Vazsonyi et al., 2003).

Estudios con jóvenes de diferentes países de América y Europa indican que la AFP posee buenas propiedades psicométricas tanto en el caso de las prácticas paternas como en el de las maternas (Pickering & Vazsonyi, 2010; Snider et al., 2004; Vazsonyi & Belliston, 2007; Vazsonyi et al., 2003; Vazsonyi, Ksinan-Jiskrova, Ksinan, & Blatny, 2016). Así, la estructura factorial de seis dimensiones ha obtenido apoyo para su uso con adolescentes en Hungría, Suiza, Holanda y Estados Unidos (Vazsonyi et al., 2003). Los índices de consistencia interna de las subescalas han demostrado ser de moderados ( $\alpha = .64$ ) a buenos ( $\alpha = .89$ ) (Ozdemir et al., 2013; Pickering, Smith, & Vaughn, 2005; Snider et al., 2004), y los análisis de validez externa han evidenciado fuertes asociaciones entre las prácticas parentales medidas con la AFP y variables teóricamente relacionadas a éstas, como la delincuencia juvenil (Vazsonyi et al., 2003).

Para analizar las propiedades psicométricas de la versión en castellano se llevó a cabo un estudio en 276 adolescentes de Perú (Molinero, 2006). Los resultados de los análisis factoriales indicaron las seis dimensiones parentales propuestas en la versión original. No obstante, se evidenció una importante presencia de cargas secundarias, esto indica que si bien los ítems representan los factores originalmente propuestos,

también se relacionan significativamente con otros factores indicando una estructura factorial compleja y una elevada covariación entre los ítems.

Los índices de confiabilidad reportados para la versión española han sido de moderados a buenos (Ascenzo-Bravo de Rueda, 2012; Molinero, 2006), aunque inferiores a los encontrados en los trabajos que utilizan la versión original en inglés (Ozdemir et al., 2013; Pickering & Vazsonyi, 2010; Snider et al., 2004; Vazsonyi & Rudi, 2008).

### *Prácticas parentales y conducta antinormativa adolescente*

El papel que los padres desempeñan en la crianza de los hijos es de gran importancia, tanto para promover un adecuado ajuste psicosocial como para evitar que se involucren en comportamientos riesgosos (Franco-Nerín, Pérez-Nieto, & De Dios-Pérez, 2014; Oliva, Parra, & Arranz, 2008). Si bien las prácticas parentales son de importancia en diferentes instancias del desarrollo, lo son aún más durante la adolescencia por ser una etapa de particular vulnerabilidad para la manifestación de ese tipo de comportamientos. Diversos estudios han demostrado una alta prevalencia de comportamientos antinormativos en este período vital (Arbach, Santuoro, Lumello, & Garrido, 2013; Piquero, Hawkins, Kazemian, Petechuk, & Redondo, 2013; Rechea, 2008). La manera en que los padres se comportan con sus hijos es una de las variables de mayor influencia en la conducta desviada de éstos (Hoeve et al., 2009, 2012; Loeber, 1990; Petrosino, Derzon, & Lavenberg, 2009). Los investigadores han intentado discernir qué prácticas parentales se relacionan, y en qué medida, con la conducta delictiva de los hijos, ya que esto podría variar en función

de la cultura y la población (Vazsonyi & Flannery, 1997). Por ejemplo, una revisión de 161 artículos sobre parentalidad y delincuencia encontró que una serie de dimensiones negativas de la parentalidad como la negligencia, la hostilidad, la permisividad y el rechazo se asociaban positivamente al comportamiento delictivo de los hijos; mientras que el monitoreo parental, la comunicación y las dimensiones positivas del apoyo mantenían una asociación negativa con la delincuencia (Hoeve et al., 2009). Un estudio con jóvenes de Oklahoma también mostró que el monitoreo parental, el vínculo y la comunicación entre padres e hijos disminuyen el involucramiento en comportamientos violentos (Haegerich, Oman, Vesely, Aspy, & Tolma, 2014). Otro trabajo con 306 adolescentes en riesgo social de Marruecos y Holanda indicó que la comunicación y el apoyo de los padres se relacionaban de manera negativa con la delincuencia de sus hijos, mientras que la autonomía y el conflicto no tuvieron una relación con la delincuencia en esta muestra (Eichelsheim et al., 2010). Un estudio español encontró que las prácticas parentales caracterizadas por hostilidad, irritabilidad y rechazo guardaban una relación positiva con el comportamiento agresivo en una muestra de 1.285 jóvenes españoles, mientras que una convivencia afectuosa, el apoyo emocional y la estimulación hacia la autonomía personal guardaban una relación negativa con dicha conducta (Mestre, Samper, & Frías, 2004).

Más específicamente, las relaciones entre las dimensiones de la AFP y distintos tipos de conducta antinormativa han demostrado ser consistentes. Por ejemplo, estudios con adolescentes de Hungría, Holanda, Estados Unidos y Suiza encontraron que las dimensiones de la AFP se asociaban negativamente a distintos tipos de conducta antisocial (como el vandalismo, el hurto, las agresiones, el mal comportamiento escolar y el consumo de alcohol y drogas), con excepción

del conflicto, que evidenciaba relaciones positivas (Vazsonyi, 2003; Vazsonyi et al., 2003). Otro estudio evidenció que la cercanía, el soporte y la aprobación de los pares estaban relacionados de forma negativa a la agresión en jóvenes de Turquía (Ozdemir et al., 2013). La cercanía, el monitoreo y el apoyo también evidenciaron asociaciones negativas con la conducta desviada en adolescentes suecos, incluyendo una amplia gama de comportamientos relacionados al consumo de sustancias (alcohol y drogas), al robo, al vandalismo y a la violencia (Vazsonyi & Rudi, 2008).

Debido a esta fuerte vinculación entre las prácticas parentales y el comportamiento antisocial adolescente, los trabajos que valoran la validez predictiva de los instrumentos de evaluación de prácticas parentales suelen emplear medidas relacionadas a la delincuencia (Cernkovich & Giordano, 1987) y al consumo de sustancias (Metzler et al., 1998) como variables criterio.

### *El presente estudio*

En Argentina se han construido y validado distintos instrumentos para el estudio de las prácticas parentales (Richaud, 2007) o de los estilos educativos (Brussino & Alderete, 2002; Sánchez, 2014) demostrando buenas propiedades psicométricas. No obstante, algunos sólo se han validado en niños (Brussino & Alderete, 2002; Richaud, 2007) o evalúan el rol parental a través de los estilos parentales (Sánchez, 2014) y, como se ha señalado previamente, este trabajo ha optado por una perspectiva más dinámica. La AFP ha sido elegida porque cuenta con la particularidad de ser una herramienta sistemáticamente utilizada en criminología para el estudio de la relación entre prácticas parentales y conducta antinormativa en adolescentes. El presente estudio se enmarca en una línea de trabajo que se propone investigar

los comportamientos delictivos juveniles de alta prevalencia en esta etapa de la vida, y para ello se cree indispensable contar con herramientas que hayan sido diseñadas, validadas y utilizadas en los contextos específicos de interés y que permitan una adecuada comparación transcultural. A su vez, la AFP ha demostrado ser válida y fiable en estudios que han empleado tanto la versión en inglés como la adaptación al castellano y ha sido construida en base a una perspectiva dimensional que permite una adecuada descripción de un variado número de comportamientos parentales. Es por esto que el presente trabajo se propuso estudiar las propiedades psicométricas de la AFP en adolescentes de Córdoba. Se evaluó su estructura factorial a través de un análisis factorial exploratorio y se analizó su consistencia interna mediante el estadístico alfa de Cronbach. También se valoró la validez de criterio a través de su asociación con diferentes tipos de conducta antinormativa.

### **Método**

#### *Participantes*

La muestra fue no probabilística de tipo incidental y estuvo conformada por 301 jóvenes de ambos sexos (61% varones, 39% mujeres) con edades comprendidas entre los 12 y los 18 años ( $M = 15.8$ ;  $DE = 1.9$ ) de la provincia de Córdoba (Argentina). Del total de participantes el 27.2% eran jóvenes infractores residentes, al momento de la evaluación (abril a octubre de 2015), en un centro socioeducativo cerrado de la ciudad de Córdoba. Los restantes eran alumnos de dos institutos educativos públicos de nivel medio radicados en dos localidades del interior de la provincia y pertenecientes a estratos socioeconómicos medios a bajos. La inclusión de participantes de

diferentes grupos poblacionales (estudiantes e infractores de ley) tuvo por objetivo emplear una muestra heterogénea, donde los diferentes niveles de las variables en estudio estuvieran representados. El 50% de adolescentes manifestó convivir con ambos padres, el 42% sólo convivía con uno de ellos y el 8% indicó no convivir con ninguna figura parental. En relación al máximo nivel educativo alcanzado por la madre, el 52% reportó estudios secundarios o superiores completos y el 38% indicó primaria completa. Para el caso del padre, el 49% manifestó que había terminado el secundario o los estudios superiores, mientras que el 38% dijo que su padre había completado los estudios primarios.

#### *Variables e Instrumentos*

**Prácticas parentales.** Fueron valoradas con la versión en castellano (Molinero, 2006) de la escala Adolescent Family Process (Vazsonyi et al., 2003). La escala evalúa la percepción que tienen los adolescentes sobre las relaciones con sus madres y padres (biológicos, sustitutos o tutores). La escala se compone de seis subescalas: proximidad (seis ítems; p. ej., “*mi mamá es cariñosa conmigo*”), soporte (cuatro ítems; p. ej., “*mi mamá a veces no me escucha y no tiene en cuenta mis opiniones*”), monitoreo (cuatro ítems; p. ej., “*cuando paso tiempo libre fuera de casa, mi mamá sabe dónde y con quién estoy*”), comunicación (cinco ítems; p. ej., “*le cuento a mi mamá sobre decisiones personales importantes*”), conflicto (tres ítems; p. ej., “*peleo bastante seguido con mi mamá*”) y aprobación del grupo de pares (tres ítems; p. ej., “*a mi mamá en general le caen bien mis amigos*”). Cada ítem se responde en una escala tipo Likert de cinco puntos (0 = “*totalmente falso*” a 4 = “*totalmente cierto*”). Se lle-

varon a cabo las mínimas adaptaciones necesarias para adecuar el vocabulario a la edad, contexto y nivel de instrucción de los participantes. Para ello se solicitó la colaboración de educadores y profesionales que trabajaban con los adolescentes y la supervisión de un experto en psicometría. Atendiendo a sus sugerencias, los ítems de las cuatro últimas subescalas de la AFP fueron reformulados de forma afirmativa para unificar los criterios de respuesta en todos los ítems de la escala y evitar que el cambio en la manera de responder pudiera generar confusión en los participantes. En el instrumento original estos ítems se formulan como preguntas con cinco categorías de respuesta diferentes a los otros factores, de “*nunca*” (0) a “*muy frecuentemente*” (4). De la misma manera que en la versión original, en la versión reformulada un puntaje más alto indica mayor presencia de la variable. Siguiendo la estrategia de los autores, los ítems de la subescala soporte se recodificaron a la inversa (0 = *totalmente cierto* a 4 = *totalmente falso*), de manera que, como en el resto de las subescalas, un puntaje más alto indica más presencia de la variable.

**Conducta antinormativa.** Se valoró con la versión adaptada al castellano (Garrido, Cupani, & Arbach, 2015) de la Escala de Conducta Antinormativa (NDS por su nombre en inglés: Normative Deviance Scale; Vazsonyi, Pickering, Junger, & Helsing, 2001). Esta escala se compone de 47 ítems con respuesta tipo Likert de cinco puntos (desde 0 = “*nunca lo hice*” a 4 = “*lo hice 6 veces o más*”) que exploran un amplio espectro de actividades desviadas y conductas de violación de la norma que son independientes de las definiciones culturales de delito y desviación propias de cada contexto sociocultural. Hay suficiente evidencia de su fiabilidad en diferentes muestras ( $\alpha = .90 - .99$ ; Arbach et al., 2013; Vazsonyi & Belliston, 2007; Vazsonyi et al., 2001). A los fines del

presente trabajo se emplearon cinco de las siete subescalas del instrumento: uso de alcohol, uso de drogas, vandalismo, robo y agresiones físicas. La subescala de conducta desviada general no fue utilizada debido a que reúne ítems poco específicos en relación a la tipología delictiva, mientras que la subescala de mal comportamiento escolar no pudo ser evaluada debido a que un gran porcentaje de los menores infractores no estaban escolarizados (44%). Los índices de fiabilidad de las NDS total y de las subescalas en la muestra aquí analizada fueron aceptables a excelentes ( $\alpha = .71$  a  $\alpha = .94$ ).

### *Procedimiento*

Luego de obtener las autorizaciones institucionales de los centros donde se encontraban los adolescentes, se procedió a la recogida de datos. Se solicitó a los participantes la firma del consentimiento informado ajustado a las normas éticas de cada institución. En el mismo se expresaban con claridad los objetivos del estudio, sus implicancias, el carácter voluntario de la participación y la confidencialidad en el tratamiento de los datos.

En el centro socioeducativo cerrado la aplicación se llevó a cabo de manera colectiva en grupos de dos a cinco sujetos en lugares dispuestos por la institución para tal fin. Cuando el participante carecía de habilidades lecto-comprensivas adecuadas para cumplimentar el protocolo de recogida de datos pero manifestaba interés en participar se administraba el instrumento de forma verbal e individualizada. Sin embargo, aunque la consigna y los ítems del instrumento eran verbalizados por el investigador, las respuestas en todos los casos fueron escritas en el protocolo por los participantes garantizando, de esta manera, el

anonimato. En el caso de los centros educativos se administraron los instrumentos en las aulas de manera colectiva y ante la presencia de un docente y de la responsable de la investigación (A.B.).

### *Análisis de datos*

Para el análisis de datos se empleó el paquete estadístico informatizado SPSS versión 22 (IBM Corp., 2013).

**Estructura Factorial.** Se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) para cada escala (AFP madre y AFP padre). Se utilizó el método de extracción de ejes principales con rotación promax (oblicua) dado que ambas escalas presentaban algunas correlaciones interfactoriales superiores a .32 (Tabachnick & Fidell, 2001). Se optó por un criterio teórico para la estimación de factores y se solicitó una solución de seis factores (tal como propone la escala original) para garantizar la interpretabilidad de la solución encontrada (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). En función del tamaño muestral se decidió eliminar los ítems que obtuvieran cargas factoriales inferiores a .35 o a aquellos que tuvieran cargas secundarias superiores a .32 (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999; Tabachnick & Fidell, 2001).

**Consistencia interna.** Se evaluó la consistencia interna de las escalas totales y de cada una de sus subescalas mediante el estadístico alfa de Cronbach ( $\alpha$ ). Coeficientes superiores a .70 son considerados aceptables, mientras que aquellos que superan .80 y .90 se consideran buenos y excelentes, respectivamente. Los índices comprendidos entre .60 y .70 son considerados moderados, y se sugiere no aceptar valores inferiores a éstos (George & Mallery, 2001).

**Validez de criterio.** Para evaluar la validez de criterio de las escalas, se examinaron las relaciones entre las dimensiones de éstas y distintos tipos de conducta antinormativa (consumo de alcohol, consumo de drogas, vandalismo, robo y agresiones físicas) medidos con la Escala de Conducta Antinormativa (NDS; Garrido et al., 2015; Vazsonyi & Belliston, 2007). Las correlaciones fueron interpretadas según el criterio tradicional basado en rangos: de .0 a .25 la correlación es considerada escasa; de .26 a .50 débil; de .50 a .75 entre moderada y fuerte; y superior a .75 entre fuerte y perfecta (Santander-Montes & Ruiz-Vaquero, 2004).

## Resultados

Previo a la exploración de las propiedades psicométricas de la escala, se evaluó la calidad de la base de datos a través de un análisis exhaustivo de los ítems del instrumento. Del total de participantes 293 sujetos respondieron el cuestionario para la madre y 240 el del padre. Se eliminaron aquellos sujetos que dejaron más del 10% de cada escala sin completar (15 casos para el caso de la madre y 13 para el del padre). La distribución de valores perdidos fue aleatoria y no superó el 5% en ningún ítem, con excepción del ítem n° 24, “*Le cae bien mi novia/o*”, cuyo porcentaje de valores perdidos estuvo en torno al 20% en las escalas de ambos padres. Esto se debe a que el contenido del ítem hace referencia a relaciones de pareja, y dada la corta edad de algunos participantes aún no han mantenido relaciones de este tipo y por eso no pudieron responder al ítem. No obstante, debido a que éste corresponde a una subescala conformada por sólo tres variables, se optó por mantenerlo en los análisis posteriores.

Los ítems incompletos se trataron mediante imputación simple por la moda de la subescala a la que pertenecía ese ítem para cada sujeto. Esta estrategia fue elegida dado que la imputación por la moda ofrece equilibrio y simplicidad conceptual cuando se registran datos perdidos por falta de respuesta (Shrive, Stuart, Quan, & Ghali, 2006). Tras un análisis exploratorio se comprobó que no había diferencias significativas en las puntuaciones medias y en las desviaciones estándares entre las muestras con datos imputados y la muestra con valores perdidos.

Se identificaron casos atípicos univariados, mediante el cálculo de puntajes Z para cada ítem, y multivariados, a través de prueba de distancia de Mahalanobis y de los valores de influencia (Uriel & Aldas, 2005). Se eliminaron cuatro casos atípicos del instrumento de prácticas parentales maternas porque presentaban puntuaciones atípicas univariadas en más de un ítem o puntuaciones atípicas uni y multivariadas. Se decidió mantener los casos que presentaban puntuaciones extremas en sólo un ítem o atípicos multivariados con valores de influencia inferiores a 1.0.

Las muestras finales quedaron conformadas por 274 y 227 casos para las escalas de procesos parentales maternos y paternos, respectivamente. Esto permite respetar el criterio mínimo de cinco casos por ítem requeridos para el AFE en todas las escalas, cumpliendo incluso el ideal de 10 casos por ítem para la AFP de la madre, o aproximándose (con un promedio de nueve casos por ítem) para la AFP del padre (Nunally & Bernstein, 1995).

También se realizó el análisis de asimetría y curtosis para cada uno de los ítems con el objetivo de analizar el tipo de distribución de las variables. Los índices de asimetría y curtosis estuvieron dentro del rango  $\pm 2$  que es considerado aceptable e indica que las variables se aproximan a una distribución normal (George &

Mallery, 2001).

Finalmente se inspeccionó la matriz de correlaciones de las variables para detectar problemas de multicolinealidad. A pesar de que es un requisito de la técnica de AFE que exista intercorrelación entre las variables, si éstas igualan o superan índices de .90 es probable que se debilite el análisis y se obtenga una solución factorial poco estable (Pérez & Medrano, 2010). No se registraron en este estudio correlaciones superiores a los valores aceptados (Pérez & Medrano, 2010).

### Estructura factorial

Los índices de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2 = 1694.37$ ;  $p < .001$ ) y la medida de adecuación muestral de Kaiser Meyer-Olkin ( $KMO = .85$ ) de las prácticas parentales paternas indicaron apropiada relación entre variables y buena adecuación muestral. En el caso de las prácticas maternas, estas medidas también resultaron adecuadas ( $\chi^2 = 2231.87$ ;  $p < .001$ ;  $KMO = .84$ ). La solución factorial de seis dimensiones propuesta por Vazsonyi et al. (2003) no fue satisfactoria para las prácticas parentales paternas y tampoco para las maternas, dado que los seis factores mostraban agrupación inespecífica de ítems en cuanto a su contenido teórico. Además, se evidenciaba presencia de cargas cruzadas que generaba pérdida de ítems y factores con menos de tres variables. Por lo tanto se realizó una extracción de menor cantidad de factores. La solución de cinco dimensiones fue la más adecuada a los datos de la AFP de ambos padres sin alterar su fundamentación teórica. Esta solución explicó el 48.38% de las varianzas en la AFP del padre y el 45.29% de la varianza en la escala materna.

En el caso de la AFP paterna (Tabla 1) fueron eliminados cuatro ítems por tener peso factorial inferior a .35. Estos ítems fueron el 2,

el 3 y el 5 de la subescala *cercanía*, y el ítem 8 de la subescala original *soporte* (Anexo 1). No se registraron cargas cruzadas. El primer factor agrupó los ítems pertenecientes a las subescalas *comunicación* y *cercanía*, mientras que el segundo factor quedó constituido por los ítems de *monitoreo*. Los ítems de *conflicto* cargaron en el tercer factor y los de *aprobación del grupo de pares* en el cuarto. El quinto factor agrupó los ítems correspondientes a la subescala *soporte*. De esta manera la versión final de la AFP del padre estuvo conformada por los factores originalmente propuestos por Vazsonyi et al. (2003), aunque las dimensiones *comunicación* y *cercanía* convergieron en una misma dimensión.

Las correlaciones interfactoriales (Tabla 2) indicaron buena relación entre los factores, con excepción de la dimensión *soporte* que se asoció de manera débil a la subescala *cercanía* y *comunicación* y que no estuvo relacionada a la subescala *monitoreo*. Todas las correlaciones fueron positivas, exceptuando el factor *conflicto* que se asoció de manera negativa a todas las restantes dimensiones.

**Tabla 2**  
Correlaciones interfactoriales de la AFP padre.

Factor	1	2	3	4	5
1. Cercanía y comunicación	1	.55***	-.32***	.37***	.17*
2. Monitoreo		1	.23**	.32***	.12
3. Conflicto			1	-.23**	-.39***
4. Aprobación pares				1	.28***
5. Soporte					1

Nota. \* $p < .05$ ; \*\*\*  $p < .001$ .

En relación a la AFP de la madre (Tabla 3) fue necesario eliminar dos ítems por no alcanzar el peso factorial mínimo requerido (.35): el ítem 3 de la subescala *cercanía* y el ítem 8 originalmente perteneciente a la subescala *soporte* (Anexo 2). Se evidenciaron cargas cruzadas en el ítem 13 (monitoreo) y en el ítem 15 (comunicación). No obstante, se decidió mantener los

**Tabla 1**  
Matriz de patrón de la solución factorial rotada (promax) de la AFP padre.

	Factor				
	1	2	3	4	5
Ítem 1	.38				
Ítem 4	.44				
Ítem 6	.48				
Ítem 7					.37
Ítem 9					.56
Ítem 10					.81
Ítem 11		.69			
Ítem 12		.86			
Ítem 13		.67			
Ítem 14		.76			
Ítem 15	.75				
Ítem 16	.85				
Ítem 17			.70		
Ítem 18			.48		
Ítem 19			.77		
Ítem 20	.62				
Ítem 21	.63				
Ítem 22	.55				
Ítem 23				.59	
Ítem 24				.49	
Ítem 25				.95	

ítems debido a que en ambos casos las diferencias entre las cargas factoriales del factor principal y del secundario fueron superiores a .10. A su vez los ítems cargaban con mayor peso en los factores esperados de acuerdo con la teoría de base. Las prácticas parentales están altamente relacionadas entre sí y no es extraño que una misma conducta de los padres pueda relacionarse con diferentes dimensiones parentales. Los ítems correspondientes a *comunicación* saturaron todos en el primer factor, aunque también lo hizo el ítem 1 de la subescala original *cercanía*. El segundo factor estuvo conformado por los ítems de *aprobación del grupo de pares* y por los ítems 9 y 10 de la dimensión *soporte* (recodificado inversamente como en la versión original). De esta manera quedó conformado por cinco ítems que refieren no sólo a la aprobación de los pares sino al soporte y al

apoyo en un sentido más general, por lo que fue llamado *aprobación*. El tercer factor agrupó los ítems de *conflicto* y el ítem 7 correspondiente originalmente al factor *soporte* formulado en un sentido negativo, es decir como falta de soporte. En el cuarto factor saturaron los ítems de la dimensión *cercanía* y finalmente en el quinto factor se agruparon los ítems de *monitoreo*. De esta manera quedaron conformados los siguientes cinco factores (entre paréntesis número de ítems): comunicación (6); aprobación (5); conflicto (4); monitoreo (4) y cercanía(4).

**Tabla 3**  
Matriz de patrón de solución factorial rotada (promax) de la AFP madre.

	Factor				
	1	2	3	4	5
Ítem 1	.42				
Ítem 2				.57	
Ítem 4				.35	
Ítem 5				.63	
Ítem 6				.70	
Ítem 7			.51		
Ítem 9		-.40			
Ítem 10		-.51			
Ítem 11					.38
Ítem 12					.78
Ítem 13	.37				.49
Ítem 14					.75
Ítem 15	.42			.31	
Ítem 16	.49				
Ítem 17			.63		
Ítem 18			.69		
Ítem 19			.77		
Ítem 20	.78				
Ítem 21	.56				
Ítem 22	.63				
Ítem 23		.76			
Ítem 24		.51			
Ítem 25		.80			



**Tabla 4**  
Correlaciones interfactoriales de la AFP de la madre.

Factor	1	2	3	4	5
1. Cercanía y comunicación	1	.40***	-.16**	.53***	.51***
2. Monitoreo		1	-.24**	.37**	.32**
3. Conflicto			1	-.33**	-.10
4. Aprobación pares				1	.39**
5. Soporte					1

Nota. \*  $p < .05$ ; \*\*\*  $p < .001$

Todas las dimensiones estuvieron significativamente correlacionadas, excepto por el monitoreo, que no se asoció al conflicto. Tal como sucedió en el caso de la escala paterna, las asociaciones del factor conflicto con los restantes factores fueron negativas (Tabla 4). En la Tabla 5 se exponen las puntuaciones medias y desviaciones típicas de cada práctica parental para la muestra total y para la muestra dividida según el género de los adolescentes. Se llevó a cabo una prueba de diferencias de puntuaciones medias a través del estadístico  $t$  de Student, empleando como variable de agrupación el género de los jóvenes (Tabla 5). En relación con las prácticas parentales del padre, sólo el monitoreo ( $t_{(218)} = 3.79$ ;  $p < .001$ ) fue diferente entre mujeres y varones, aunque la diferencia respecto al conflicto ( $t_{(218)} = 1.93$ ;  $p = .055$ ), resultó marginalmente significativa, siendo más elevadas las puntuaciones en el caso de las mujeres. Las puntuaciones en las subescalas de prácticas parentales maternas de monitoreo ( $t_{(264)} = 6.64$ ;  $p < .001$ ), aprobación ( $t_{(264)} = 3.29$ ;  $p = .001$ ), conflicto ( $t_{(264)} = 2.26$ ;  $p = .025$ ) y comunicación ( $t_{(264)} = 4.42$ ;  $p < .001$ ) resultaron significativamente más altas en las mujeres. No hubo diferencias entre los grupos en el nivel de cercanía con la madre ( $t_{(264)} = .53$ ;  $p = .594$ ).

**Tabla 5**  
Estadísticos descriptivos de las prácticas parentales de padre y madre.

	Muestra total		Mujeres	Varones
	M (DE)	MI	M (DE)	M (DE)
<i>Prácticas parentales paternas</i>				
Monitoreo	10.4 (4.0)	2.6	11.6 (4.1)	9.5 (3.8)
Conflicto	5.4 (3.2)	1.8	5.9 (3.1)	5.0 (3.2)
Cercanía y comunicación	18.8 (7.1)	2.4	19.1 (7.0)	18.6 (7.2)
Aprobación pares	8.0 (2.9)	2.7	8.0 (3.1)	7.9 (2.7)
Soporte	6.5 (3.0)	2.2	7.0 (3.1)	6.2 (3.0)
<i>Prácticas parentales maternas</i>				
Monitoreo	11.8 (3.3)	3.0	13.3 (2.9)	10.8 (3.1)
Conflicto	7.2 (3.9)	1.8	7.8 (3.9)	6.7 (3.9)
Comunicación	16.1 (5.2)	2.7	17.8 (4.9)	15.0 (5.2)
Aprobación	12.3 (4.5)	2.5	13.4 (4.4)	11.6 (4.6)
Cercanía	12.5 (2.7)	3.1	12.6 (2.9)	12.4 (2.6)

Nota. MI = Media por ítem.

**Tabla 6**  
Consistencia interna de las subescalas de la AFP para padre y madre.

Escala	Padre		Madre	
	$\alpha$	Nº ítems	$\alpha$	Nº ítems
Monitoreo	.83	4	.74	4
Conflicto	.73	3	.73	4
Cercanía y comunicación	.84	8		
Aprobación pares	.70	3		
Soporte	.64	6		
Cercanía			.70	4
Comunicación			.80	6
Aprobación			.76	5

### Consistencia interna

Los índices de fiabilidad de las subescalas fueron de aceptables ( $\alpha = .70$ ) a buenos ( $\alpha = .84$ ) para ambos padres (Tabla 6), aunque el factor soporte de la escala paterna evidenció una consistencia interna moderada ( $\alpha = .64$ ).

### Validez de criterio

En la Tabla 7 se reportan los resultados de los análisis de validez de criterio. Se presentaron numerosas correlaciones significativas entre las medidas de conducta antinormativa y las prácticas parentales. Estas correlaciones fueron en el sentido esperado, es decir que aquellas prácticas parentales que fomentan la comunicación, el monitoreo y la aprobación se asociaron con una reducción en las puntuaciones de la NDS. No obstante, los niveles de conflicto entre padres e hijos no parecen incidir en la conducta desviada de los adolescentes o lo hacen de manera parcial. Esto

se evidencia tanto en el caso del padre como de la madre. Sin embargo, las prácticas de esta última reflejaron asociaciones más estrechas con la conducta antinormativa que las del padre.

### Discusión

El presente trabajo se propuso estudiar las propiedades psicométricas de la escala Adolescent Family Process en adolescentes de Córdoba, una herramienta que cuenta con la particularidad de ser sistemáticamente utilizada en Criminología para el estudio de la relación entre prácticas parentales y conducta antinormativa en adolescentes. Se evaluó su estructura factorial a través de un análisis factorial exploratorio y se analizó su consistencia interna mediante el estadístico alfa de Cronbach. También se valoró su validez de criterio a través de su asociación con diferentes tipos de conducta antinormativa medidos con la NDS (Vazsonyi et al., 2001) adaptada

**Tabla 7**

Correlaciones entre las escalas de prácticas parentales y una escala de conducta antinormativa.

	Subescalas NDS					
	Vandalismo	Consumo de alcohol	Consumo de drogas	Robo	Agresiones físicas	Escala Total
<i>Factores AFP padre</i>						
Cercanía y comunicación	-.16*	-.19**	-.20**	-.08	-.10	-.20**
Soporte	-.21**	-.09	-.11	-.12	-.15*	-.16*
Monitoreo	-.30***	-.27***	-.32***	-.20**	-.23**	.34***
Conflicto	.12	.11	-.06	-.03	.01	.04
Aprobación pares	-.17*	-.08	-.24***	-.20**	-.28***	-.24***
<i>Factores AFP madre</i>						
Cercanía	-.10	-.14*	-.14*	-.09	-.14*	-.15*
Comunicación	-.29**	-.28**	-.32**	-.21**	-.24**	-.34**
Monitoreo	-.28**	-.29**	-.38**	-.31**	-.31**	-.39**
Conflicto	.09	.08	-.02	-.07	-.03	.02
Aprobación	-.28**	-.15*	-.31**	-.36**	-.31**	-.33**

a nuestro medio (Garrido et al., 2015).

Los análisis factoriales aquí reportados no soportan la dimensionalidad propuesta por Vazsonyi et al. (2003). Cuando se analizó la estructura interna de la AFP extrayendo seis factores, la solución factorial arrojaba elevadas cargas cruzadas y una distribución de los ítems de difícil interpretación teórica, por tanto se probaron soluciones factoriales de menor cantidad de factores. Tanto en el caso del padre como en el de la madre la solución que mejor se ajusta a los datos conservando, en líneas generales, la justificación teórica en la que está basada la escala se compone de cinco factores. No obstante, estos no se comportan de la misma manera en ambos padres. Las dimensiones de comunicación, aprobación del grupo de pares, conflicto y monitoreo parecen responder a lo propuesto por los autores originalmente, cargando todos sus ítems de manera clara en el factor teórico correspondiente. Sin embargo las dimensiones de soporte y de cercanía no funcionan de la misma manera en los padres. Mientras en la AFP paterna las subescalas de cercanía y comunicación parecen referenciar un mismo constructo, en la madre funcionan como dos dimensiones diferentes. Estas dos prácticas parentales conformarían lo que Steinberg & Silk (2002) llaman armonía y no es extraño que estén altamente relacionadas, fusionándose incluso para el caso del padre en una misma dimensión. A su vez, si bien en la AFP de la madre se agrupan como dos factores distintos, un ítem originalmente perteneciente a cercanía carga en comunicación y la correlación entre estos factores es la más robusta. En el sentido opuesto, la dimensión de soporte, que en el padre se manifiesta como un factor diferenciado, en la escala de prácticas maternas muestra sus ítems subsumidos por otras subescalas (conflicto y aprobación del grupo de pares) en congruencia con su contenido teórico. En algunos estudios previos en inglés (Vazsonyi

et al., 2003) y en español (Molinero, 2006) se observa que la dimensión de soporte es la que presenta los índices más bajos de confiabilidad, tanto para la madre como para el padre. Si bien esta subescala se conservó en la AFP paterna del presente estudio, esta arrojó índices de confiabilidad por debajo de las restantes subescalas. Futuras líneas de investigación que permitan una mayor profundización teórica sobre estas diferencias en las prácticas maternas y paternas serán beneficiosas.

Fue necesario eliminar algunos ítems por no alcanzar el peso factorial mínimo requerido. Los dos ítems que evidenciaron cargas cruzadas en la AFP materna se mantuvieron debido a la relevancia teórica del factor al que pertenecen y a las consecuencias prácticas y teóricas de su eliminación, considerando además que sus cargas principales se corresponden a lo propuesto por los autores en la escala original. No obstante, debido a que conservar ítems multidimensionales puede resultar problemático, estudios futuros deberán indagar si una modificación en estos ítems o el anexo de ítems nuevos al factor correspondiente resulta en un beneficio para la escala.

En la adaptación de la escala al castellano en estudiantes peruanos (Molinero, 2006) ya se evidencia una fuerte presencia de cargas secundarias. Si bien en la versión final del presente estudio tres de las subescalas de la AFP paterna quedaron compuestas solamente por tres ítems, la estructura factorial resultante responde a la base teórica que lo sustenta (Vazsonyi et al., 2003). El criterio teórico es importante al igual que los otros criterios para la conservación de los ítems (Lloret-Segura et al., 2014). Se probaron soluciones factoriales de menor cantidad de dimensiones que no resultaron apropiadas para su interpretación (Pérez & Medrano, 2010). En consonancia con esto, algunos autores postulan que es preferible conservar un mayor número de factores

que eliminar factores potencialmente necesarios, lo cual llevaría a una pérdida de información valiosa (Fava, Velicer, & Prochaska, 1995; Zwick & Velicer, 1986). Esta solución factorial de cinco dimensiones no se corresponde a lo encontrado por Molinero (2006) con adolescentes de Perú, quien aporta evidencia en favor de la estructura de seis subescalas propuesta originalmente por Vazsonyi et al. (2003). No se descarta que las diferencias en las muestras empleadas y en los criterios utilizados para el desarrollo de los análisis puedan explicar los resultados disímiles.

Los índices de consistencia interna de las subescalas tanto maternas como paternas fueron de aceptables a buenos, ligeramente inferiores a los reportados en estudios previos en inglés (Vazsonyi & Belliston, 2007; Vazsonyi et al., 2003), pero congruentes e incluso superiores a lo encontrado en otros trabajos que emplean la versión en español (Ascenzo-Bravo de Rueda, 2012; Molinero, 2006).

Los análisis de validez de criterio indicaron que el monitoreo, la comunicación y la aprobación (general en el caso de la madre, y específicamente relacionada a los pares en el caso del padre) son las prácticas más vinculadas a los distintos tipos de conducta antinormativa, mientras que el conflicto, el soporte y la cercanía no están asociados a la conducta antisocial de los adolescentes, o lo están sólo de manera parcial. La asociación de las prácticas parentales con la conducta antisocial de los hijos sigue el mismo patrón para ambos padres. No obstante, la fuerza de las correlaciones es mayor en el caso de las prácticas parentales maternas, las cuales, a su vez, presentan en la mayoría de los factores puntuaciones medias por ítem superiores a las paternas. Pocos estudios han valorado la influencia de la parentalidad en la conducta adolescente discriminando entre los sexos de los padres (Williams, 2005). Algunos trabajos han encontrado que las

prácticas maternas influyen más que las paternas en la conducta agresiva adolescente (Tur-Porcar, Mestre, Samper, & Malonda, 2012). No obstante, otros estudios no soportan estos hallazgos (Mestre et al., 2004).

Si se tiene en cuenta el género de los adolescentes, las mujeres reportan más conflicto, comunicación y aprobación por parte de sus madres que los varones, mientras que no hay diferencias entre los grupos cuando esas prácticas parentales corresponden al padre. Las mujeres también indican ser más supervisadas por ambos padres, siendo el monitoreo la única práctica parental paterna que se diferencia en adolescentes mujeres y varones.

En líneas generales, las herramientas analizadas han demostrado ser válidas y confiables en adolescentes de Córdoba. No obstante, es necesario remarcar algunas limitaciones. En primer lugar, sería deseable que estudios futuros comprueben la estructura factorial de las escalas en muestras de infractores y no infractores de manera independiente, para evaluar si se corresponde a lo encontrado en el análisis de la muestra total. Esto no pudo ser llevado a cabo en este trabajo debido a que no se contaba con la cantidad de casos necesaria en cada grupo. Futuros estudios también podrían contribuir a lograr un mayor entendimiento de la influencia diferencial de estas prácticas en función del género de los adolescentes evaluando la invarianza factorial de la escala en mujeres y varones. El tamaño muestral limitado tampoco permitió realizar esta valoración en el presente estudio.

Pese a las limitaciones expuestas, los resultados que aquí se presentan constituyen uno de los primeros intentos de adaptar al contexto local instrumentos tradicionalmente empleados en la literatura criminológica para evaluar prácticas parentales, una variable sistemáticamente asociada al delito en jóvenes. Es de relevancia también el

esfuerzo por incorporar a sujetos pertenecientes a poblaciones consideradas representativas del comportamiento antisocial (menores infractores) (Mathews, Youman, Stuewig, & Tangney, 2007).

Dada la poca representación de nuestro medio en la literatura científica criminológica, se considera necesario conducir estudios que permitan derivar recomendaciones con fines preventivos adaptadas al contexto local y para ello es una tarea relevante proveer a los profesionales de instrumentos y herramientas de medición válidos y confiables. Este estudio se enmarca en una línea de trabajo que resalta la importancia de una aproximación empírica al delito y que intenta dotar de validez ecológica a las investigaciones, a través del estudio de poblaciones específicas y representativas del comportamiento criminal.

## Referencias

- Arbach, K., Santuoro, S., Lumello, A., & Garrido, S. (Agosto de 2013). Evaluación de la conducta antinormativa durante la adolescencia. En *XIV Reunión Nacional y III Encuentro Internacional de la Asociación Argentina de Ciencias del Comportamiento*. Córdoba, Argentina.
- Ascenzo-Bravo de Rueda, F. (2012). *Características asociadas a los trastornos alimenticios y percepción de la función parental en adolescentes escolares* (Tesis de pregrado). Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.
- Asili-Pierucci, N., & Pinzón-Luna, B. K. (2003). Relación entre estilos parentales, estilos de apego y bienestar psicológico. *Psicología y Salud*, 13(2), 215-225.
- Baumrind, D. (2005). Patterns of parental authority and adolescent autonomy. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2005(108), 61-69. doi: [10.1002/cd.128](https://doi.org/10.1002/cd.128)
- Brussino, S., & Alderete, A. M. (2002). Inventario de pautas de crianza: Estudio de la consistencia. *Evaluar*, 2(1), 67-77.
- Carlo, G., McGinley, M., Hayes, R., Batenhorst, C., & Wilkinson, J. (2007). Parenting styles or practices? Parenting, sympathy, and prosocial behaviors among adolescents. *The Journal of Genetic Psychology*, 168(2), 147-176. doi: [10.3200/gntp.168.2.147-176](https://doi.org/10.3200/gntp.168.2.147-176)
- Cernkovich, S., & Giordano, P. (1987). Family relationships and delinquency. *Criminology*, 25(2), 295-321. doi: [10.1111/j.1745-9125.1987.tb00799.x](https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1987.tb00799.x)
- Eichelsheim, V. I., Buist, K. L., Deković, M., Wissink, I. B., Frijns, T., Van Lier, P. A. C., ... Meeus, W. H. J. (2010). Associations among the parent-adolescent relationship, aggression and delinquency in different ethnic groups: A replication across two dutch samples. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 45(3), 293-300. doi: [10.1007/s00127-009-0071-z](https://doi.org/10.1007/s00127-009-0071-z)
- Fava, J. L., Velicer, W. F., & Prochaska, J. O. (1995). Applying the transtheoretical model to a representative sample of smokers. *Addictive Behaviors*, 20(2), 189-203. doi: [10.1016/0306-4603\(94\)00062-x](https://doi.org/10.1016/0306-4603(94)00062-x)
- Franco-Nerín, N., Pérez-Nieto, M. A., & De Dios-Pérez, M. J. (2014). Relación entre los estilos de crianza parental y el desarrollo de ansiedad y conductas disruptivas en niños de 3 a 6 años. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 1(2), 149-156. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/4742071.pdf>
- Garrido, S., Cupani, M., & Arbach, K. (2015). *Conducta antinormativa y autocontrol: Adaptación de dos escalas de evaluación en población juvenil de Córdoba* (Tesis de pregrado). Universidad Na-

cional de Córdoba, Córdoba, Argentina.

- George, D., & Mallery, P. (2001). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Haegerich, T. M., Oman, R. F., Vesely, S. K., Aspy, C. B., & Tolma, E. L. (2014). The predictive influence of family and neighborhood assets on fighting and weapon carrying from mid- to late adolescence. *Prevention Science, 15*(4), 473-484. doi: [10.1007/s11121-013-0400z](https://doi.org/10.1007/s11121-013-0400z)
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. (1999). *Análisis multivariante* (5ª Edición). Madrid: Prentice Hall.
- Hernández-Guzmán, L., Montesinos, M. G., Bermúdez-Ornelas, G., Freyre, M. A., & Alcázar-Olán, R. J. (2013). Parental practices scale for children. *Revista Colombiana de Psicología, 22*(1), 151-161.
- Hoeve, M., Dubas, J. S., Eichelsheim, V. I., Van der Laan, P. H., Smeenk, W., & Gerris, J. (2009). The relationship between parenting and delinquency: A meta-analysis. *Journal of Abnormal Child Psychology, 37*(6), 749-775. doi: [10.1007/s10802-009-9310-8](https://doi.org/10.1007/s10802-009-9310-8)
- Hoeve, M., Stams, G. J., Van der Put, C., Dubas, J. S., Van der Laan, P. H., & Gerris, J. (2012). A meta-analysis of attachment to parents and delinquency. *Journal of Abnormal Child Psychology, 40*(5), 771-785. doi: [10.1007/s10802-011-9608-1](https://doi.org/10.1007/s10802-011-9608-1)
- IBM Corp. (2013) SPSS Statistics for Windows, Version 22.0. Armonk, NY: IBM Corp.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología, 30*(3), 1151-1169. doi: [10.6018/analesps.30.3.199361](https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361)
- Loeber, R. (1990). Development and risk factors of juvenile antisocial behavior and delinquency. *Clinical Psychology Review, 10*, 1-41. doi: [10.1016/0272-7358\(90\)90105-J](https://doi.org/10.1016/0272-7358(90)90105-J)
- Maccoby, E. E., & Martin, J. A. (1983). Socialization in the context of the family: parent-child interaction. En E. M. Hetherington & P. H. Mussen (Eds.), *Handbook of Child Psychology, Vol. IV: Socialization, Personality and Social Development* (4ª ed., pp. 1-101). Nueva York: Wiley.
- Mathews, J., Youman, K., Stuewig, J., & Tangney, J. (2007). Reliability and validity of the Brief Self-Control Scale in a sample of incarcerated offenders. En *Annual meeting of the American Society of Criminology*. Atlanta Marriott Marquis, Atlanta, GA.
- McBride-Chang, C., & Chang, L. (1998). Adolescent-parent relations in Hong Kong: parenting styles, emotional autonomy, and school achievement. *Journal of Genetic Psychology, 159*(4), 421-436. doi: [10.1080/00221329809596162](https://doi.org/10.1080/00221329809596162)
- Mestre, V., Samper, P., & Frías, D. (2004). Personalidad y contexto familiar como factores predictores de la disposición prosocial y antisocial de los adolescentes. *Revista Latinoamericana de Psicología, 36*(3), 445-457.
- Metzler, C. W., Biglan, A., Ary, D. V., & Li, F. (1998). The stability and validity of early adolescents' reports of parenting constructs. *Journal of Family Psychology, 12*(4), 600-619. doi: [10.1037/0893-3200.12.4.600](https://doi.org/10.1037/0893-3200.12.4.600)
- Milevsky, A., Schlechter, M., Netter, S., & Keehn, D. (2007). Maternal and paternal parenting styles in adolescents: Associations with self-esteem, depression and lifesatisfaction. *Journal of Child and Family Studies, 16*(1), 39-47. doi: [10.1007/s10826-006-9066-5](https://doi.org/10.1007/s10826-006-9066-5)
- Molinero, C. (2006). *Adaptación de la escala «Adolescent*

- Family Process» (AFP) en una muestra de adolescentes de Lima Metropolitana y Callao* (Tesis de pregrado). Universidad Católica del Perú, Perú.
- Nunally, J. C., & Bernstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica*. Mexico: McGraw-Hill.
- Oliva, A., Parra, Á., & Arranz, E. (2008). Parenting styles and adolescent adjustment [Estilos relacionales parentales y ajuste adolescente]. *Infancia y Aprendizaje*, 31(1), 93-106. doi: [10.1174/021037008783487093](https://doi.org/10.1174/021037008783487093)
- Ozdemir, Y., Vazsonyi, A. T., & Cok, F. (2013). Parenting processes and aggression: The role of self-control among Turkish adolescents. *Journal of Adolescence*, 36(1), 65-77. doi: [10.1016/j.adolescence.2012.09.004](https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2012.09.004)
- Pelegrina-López, S., García-Linares, M. C., & Lendínez, J. (2002). Los estilos educativos de los padres y la competencia psicosocial de los adolescentes. *Anuario de psicología*, 33(1), 79-96. doi: [10.1174/021037002317417796](https://doi.org/10.1174/021037002317417796)
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1889), 58-66.
- Pérez-Alonso, P. M. (2012). La socialización parental en padres españoles con hijos de 6 a 14 años. *Psicothema*, 24(3), 371-376.
- Petrosino, A., Derzon, J., & Lavenberg, J. (2009). The role of the family in crime and delinquency: Evidence from prior quantitative reviews. *Southwest Journal of Criminal Justice*, 6(2), 108-132.
- Pickering, L. E., Smith, T. A., & Vaughn, B. E. (2005). *Hellfire, home, and harm: An investigation of the interaction between religiosity, family processes, and adolescent deviant behavior* (Tesis doctoral). Auburn University, Alabama, Estados Unidos.
- Pickering, L. E., & Vazsonyi, A. T. (2010). Does family process mediate the effect of religiosity on adolescent deviance? Revisiting the notion of spuriousness. *Criminal Justice and Behavior*, 37(1), 97-118. doi: [10.1177/0093854809347813](https://doi.org/10.1177/0093854809347813)
- Piquero, A. R., Hawkins, J. D., Kazemian, L., Petechuk, D., & Redondo, S. (2013). Serie especial: La transición desde la delincuencia juvenil a la delincuencia adulta. *Revista Española de Investigación Criminológica*, 1(11), 1-40.
- Polo, C. (2009). *Resiliencia: factores protectores en adolescentes de 14 a 16 años* (Tesis de pregrado). Universidad de Aconcagua, Mendoza, Argentina. Recuperado de [http://bibliotecadigital.uda.edu.ar/objetos\\_digitales/71/tesis-1426-resiliencia.pdf](http://bibliotecadigital.uda.edu.ar/objetos_digitales/71/tesis-1426-resiliencia.pdf)
- Pons-Diez, J., & Berjano-Peirats, E. (1997). Analisis de los estilos parentales de socialización asociados al abuso de alcohol en adolescentes. *Psicothema*, 9(3), 609-617.
- Rechea, C. (2008). *Conductas antisociales y delictivas de los jóvenes en España*. España. Recuperado de [https://previa.uclm.es/centro/criminologia/pdf/informes/16\\_2008.pdf](https://previa.uclm.es/centro/criminologia/pdf/informes/16_2008.pdf)
- Richaud, M. (2007). La percepción de estilos de relación con su padre y madre en niños y niñas de 8 a 12 años. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 23(1), 63-81. Recuperado de [http://www.aidep.org/03\\_ridep/R23/R234.pdf](http://www.aidep.org/03_ridep/R23/R234.pdf)
- Roberts, M., & Steinberg, L. (1999). Unpacking authoritative parenting: Reassessing a multidimensional construct. *Journal of Marriage and Family*, 61(3), 574-587. doi: [10.2307/353561](https://doi.org/10.2307/353561)

- Sánchez, L. C. (2014). *Adaptación del índice de estilos parentales en adolescentes de 14 a 18 años de la ciudad de Concordia* (Tesis de pregrado). Universidad Católica Argentina, Facultad Teresa de Ávila, Entre Ríos, Argentina. Recuperado de <http://bibliotecadigital.uca.edu.ar/greenstone/cgi-bin/library.cgi?a=d&c=tesis&d=adaptacion-indice-estilos-parentales>
- Santander-Montes, A., & Ruiz-Vaquero, R. (2004). *Relación entre variables cuantitativas*. Cuba: EC-IMED.
- Shrive, F. M., Stuart, H., Quan, H., & Ghali, W. A. (2006). Dealing with missing data in a multi-question depression scale: a comparison of imputation methods. *BMC Medical Research Methodology*, 6(1), 57. doi: [10.1186/1471-2288-6-57](https://doi.org/10.1186/1471-2288-6-57)
- Snider, J. B., Clements, A., & Vazsonyi, A. T. (2004). Late adolescent perceptions of parent religiosity and parenting processes. *Family Process*, 43(4), 489-502. doi: [10.1111/j.1545-5300.2004.00036.x](https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.2004.00036.x)
- Steinberg, L. (2001). We know some things: Parent - adolescent relationships in retrospect and prospect. *Journal of Research on Adolescence*, 11(1), 1-19. doi: [10.1111/1532-7795.00001](https://doi.org/10.1111/1532-7795.00001)
- Steinberg, L., & Silk, J. S. (2002). Parenting adolescents. En M. H. Bornstein (Ed.), *Handbook of parenting* (pp. 103-133). Mahwah, NJ: Erlbaum. doi: [10.4324/9781410612137](https://doi.org/10.4324/9781410612137)
- Stephens, M. A. (2009). *Gender differences in parenting styles and effects on the parent-child relationship* (Tesis de pregrado). Texas State University, San Marcos, Texas, Estados Unidos.
- Suldo, S. M., & Huebner, E. S. (2004). The role of life satisfaction in the relationship between authoritative parenting dimensions and adolescent problem behavior. *Social Indicators Research*, 66(1), 165-195. doi: [10.1023/B:SO-0000007498.62080.1e](https://doi.org/10.1023/B:SO-0000007498.62080.1e)
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics*. New York: Harper and Row.
- Torío López, S. (2001). Estudio socioeducativo de hábitos y tendencias de comportamiento en familias con niños de educación infantil y primaria en Asturias. Recuperado de <http://digibuo.uniovi.es/dspace/handle/10651/16596>
- Tur-Porcar, A., Mestre, V., Samper, P., & Malonda, E. (2012). Crianza y agresividad de los menores: ¿es diferente la influencia del padre y de la madre? *Psicothema*, 24(2), 284-288.
- Uriel, E., & Aldas, J. (2005). *Análisis Multivariante Aplicado*. España: Thomson.
- Vazsonyi, A. (2003). Parent-Adolescent Relations and Problem Behaviors. *Marriage and Family Review*, 35(3-4), 161-187. doi: [10.1300/j002v35n03\\_09](https://doi.org/10.1300/j002v35n03_09)
- Vazsonyi, A., & Belliston, L. (2007). The family, low self-control, deviance: A cross-cultural and cross-national test of Self-Control Theory. *Criminal Justice and Behavior*, 34(4), 505-530. DOI: [10.1177/0093854806292299](https://doi.org/10.1177/0093854806292299)
- Vazsonyi, A., & Flannery, D. J. (1997). Early adolescent delinquent behaviors: Associations with family and school domains. *The Journal of Early Adolescence*, 17(3), 271-293. doi: [10.1177/0272431697017003002](https://doi.org/10.1177/0272431697017003002)
- Vazsonyi, A., Hibbert, J. R., & Blake-Snyder, J. (2003). Exotic enterprise no more? Adolescent reports of family and parenting processes from youth in four countries. *Journal of Research on Adolescence*, 13(2), 129-160. doi.org/[10.1111/1532-7795.1302001](https://doi.org/10.1111/1532-7795.1302001)
- Vazsonyi, A., Ksinan-Jiskrova, G., Ksinan, A., & Blatny, M. (2016). An empirical test of self-control theory in Roma adolescents. *Journal of Criminal Justice*,



44, 66-76. doi: [10.1016/j.jcrimjus.2015.12.004](https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2015.12.004)

Vazsonyi, A., Pickering, L., Junger, M., & Hessing, D. (2001). An empirical test of a general theory of crime: A foundation comparative study of self-control and the prediction of deviance. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 38(2), 91-131. doi: [10.1177/0022427801038002001](https://doi.org/10.1177/0022427801038002001)

Vazsonyi, A., & Rudi, K. (2008). Test of Self-Control Theory across different socioeconomic strata. *Justice Quarterly*, 25(1), 101-131. doi: [10.1080/07418820801954571](https://doi.org/10.1080/07418820801954571)

Videon, T. M. (2005). Parent-child relations and children's psychological well-being: Do dads matter? *Journal of Family Issues*, 26(1), 55-78. doi: [10.1177/0192513X04270262](https://doi.org/10.1177/0192513X04270262)

Williams, S. K. (2005). Relationships among involvement, attachment, and behavioral problems in adolescence: Examining father's influence. *The Journal of Early Adolescence*, 25(2), 168-196. doi: [10.1177/0272431604274178](https://doi.org/10.1177/0272431604274178)

Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432-442. doi: [10.1037/0033-2909.99.3.432](https://doi.org/10.1037/0033-2909.99.3.432)

#### ANEXO 1. Versión en español de la AFP paterna.

	Totalmente falso	Falso	Ni cierto ni falso	Cierto	Totalmente cierto
1. Mi papá generalmente me pregunta sobre lo que hacemos en la escuela.					
2. <i>Mi papá es cariñoso conmigo.</i>					
3. <i>Una de las peores cosas que podrían pasarme sería decepcionar a mi papá.</i>					
4. Mi papá se pone muy orgulloso cuando termino algo que me cuesta mucho.					
5. <i>Mi papá me tiene confianza.</i>					
6. Me siento más cercano a mi papá que muchos de los chicos de mi edad.					
7. Mi papá a veces me reta delante de otra gente. (*)					
8. <i>Mi papá a veces no me escucha o no tiene en cuenta mis opiniones.</i>					
9. Mi papá a veces me hace sentir que no logro lo que él espera de mí. (*)					
10. Parece que mi papá quisiera que yo fuera diferente. (*)					
11. Mi papá quiere saber con quién estoy cuando salgo					
12. Cuando paso tiempo libre fuera de casa, mi papá sabe dónde y con quién estoy.					
13. Si no vuelvo a casa después del colegio, mi papá quiere que le avise dónde estoy.					
14. Mi papá sabe dónde estoy cuando no estoy en casa.					
15. Hablo con mi papá sobre las cosas importantes para mí					
16. Le cuento a mi papá sobre decisiones personales importantes					
17. Peleo bastante seguido con mi papá.					
18. Con frecuencia dejo de hablarle a mi papá porque me enoja con él.					
19. Me enoja frecuentemente con mi papá					
20. Le cuento a mi papá sobre los problemas que tengo en la escuela.					
21. Charlo con mi papá sobre mis planes de trabajo para el futuro.					
22. Hablo con mi papá sobre cómo me llevo con los profesores.					
23. A mi papá en general le caen bien mis amigos.					
24. A mi papá le cae bien mi novia.					
25. A mi papá le gusta que salga con mis amigos.					

**Nota.** En itálica los ítems eliminados; (\*) se recodifica en sentido inverso.

**ANEXO 2. Versión en español de la AFP materna.**

	Totalmente falso	Falso	Ni cierto ni falso	Cierto	Totalmente cierto
1. Mi mamá generalmente me pregunta sobre lo que hacemos en la escuela					
2. Mi mamá es cariñosa conmigo					
3. <i>Una de las peores cosas que podrían pasarme sería decepcionar a mi mamá.</i>					
4. Mi mamá se pone muy orgullosa cuando termino algo que me cuesta mucho					
5. Mi mamá me tiene confianza.					
6. Me siento más cercano a mi mamá que muchos de los chicos de mi edad.					
7. Mi mamá a veces me reta delante de otra gente.					
8. <i>Mi mamá a veces no me escucha o no tiene en cuenta mis opiniones.</i>					
9. Mi mamá a veces me hace sentir que no logro lo que ella espera de mí(*)					
10. Parece que mi mamá quisiera que yo fuera diferente. (*)					
11. Mi mamá quiere saber con quién estoy cuando salgo					
12. Cuando paso tiempo libre fuera de casa, mi mamá sabe dónde y con quién estoy.					
13. Si no vuelvo a casa después del colegio, mi mamá quiere que le avise dónde estoy.					
14. Mi mamá sabe dónde estoy cuando no estoy en casa.					
15. Hablo con mi mamá sobre las cosas importantes para mí					
16. Le cuento a mi mamá sobre decisiones personales importantes					
17. Peleo bastante seguido con mi mamá					
18. Con frecuencia dejo de hablarle a mi mamá porque me enoja con ella					
19. Me enoja frecuentemente con mi mamá					
20. Le cuento a mi mamá sobre los problemas que tengo en la escuela					
21. Charlo con mi mamá sobre mis planes de trabajo para el futuro					
22. Hablo con mi mamá sobre cómo me llevo con los profesores					
23. A mi mamá en general le caen bien mis amigos					
24. A mi mamá le cae bien mi novia					
25. A mi mamá le gusta que salga con mis amigos					

**Nota.** En itálica los ítems eliminados; (\*) se recodifica en sentido inverso.