



## AUTORES

**Ronald Toro**

PhD Docente Investigador. Universidad Católica de Colombia. Líder de la línea de Métodos de Investigación aplicados a las Ciencias del Comportamiento.  
<https://orcid.org/0000-0001-6061-3499>  
ratoro@ucatolica.edu.co | Twitter: @tororonald

**Martha Peña-Sarmiento**

PhD. Docente investigadora y directora del Programa de Doctorado en Psicología Universidad Católica de Colombia.  
<https://orcid.org/0000-0002-0351-3333>  
mrpena@ucatolica.edu.co

**Susana Mejía Vélez**

MSc. Docente Investigadora del Área de Ciencias Básicas. Universidad Católica de Colombia.  
<https://orcid.org/0000-0002-1866-672X>  
bsmejia@ucatolica.edu.co

**Bertha Lucía Avendaño-Prieto**

PhD. Docente Investigadora. Universidad Católica de Colombia. Líder del Grupo de Investigación: Métodos de Investigación Aplicados a las Ciencias del Comportamiento GAEM.  
<https://orcid.org/0000-0002-8136-5380>  
blavendano@ucatolica.edu.co

**Alberto Bernal Torres**

MSc. Jefe del Departamento de Ciencias Sociales de la Universidad del Valle de Atemajac, plantel Zamora. Universidad Católica del Valle de Atemajac (UNIVA).  
alberto.bernal@univa.mx

**Correspondencia:**

Ronald Toro, Email: ratoro@ucatolica.edu.co  
Avenida Caracas # 46-22, Bogotá, Colombia. Universidad Católica de Colombia. Casa de Psicología, Bloque K.

**Agradecimientos:**

Los autores desean expresar a la Universidad Católica de Colombia y Universidad UNIVA por el apoyo financiero para el desarrollo de esta investigación.

*Anuario de Psicología*

N.º 53/1 | 2023 | págs. 49-59

Enviado: 5 de septiembre de 2022

Aceptado: 16 de enero de 2023

DOI: 10.1344/ANPSIC2023.53/1.5

ISSN: 0066-5126 | © 2023 Universitat de Barcelona. All rights reserved.



## Propiedades psicométricas de la escala de celos patológicos (CECLA): evidencias de validez de constructo en adultos mexicanos y colombianos

Ronald Toro, Martha Peña-Sarmiento, Susana Mejía-Vélez, Bertha Lucía Avendaño-Prieto, & Alberto Bernal-Torres

### Resumen

Los celos patológicos son una emoción compleja, y se han considerado una experiencia universal potencialmente violenta. Traen consigo consecuencias negativas para la persona o la pareja, e incluso la muerte. Se asocian con ira, tristeza, depresión, ansiedad, desconfianza e infidelidad. Sin embargo, en revisiones recientes, se ha hecho patente que no se han desarrollado los suficientes instrumentos de medida de los celos patológicos que permitan una nueva investigación transcultural. El objetivo de la investigación fue recopilar evidencias de validez de la estructura interna, tanto en términos de dimensionalidad y concurrencia como de invarianza entre México ( $n = 257$ , 70,4% de mujeres) y Colombia ( $n = 244$ , 59,4% de mujeres), y fiabilidad de la escala CECLA. El análisis factorial confirmatorio corroboró la estructura interna de los tres factores originales (celos pasionales, obsesivos y delirantes), incluida la evidencia de invarianza favorable entre las muestras mexicana y colombiana. Además, se obtuvo evidencia de validez convergente, y se lograron índices de consistencia interna adecuados. Los resultados señalaron que CECLA es un instrumento útil y recomendable para evaluar los celos patológicos en la población mexicana.

### Palabras clave

Relaciones de pareja; celos patológicos; invarianza; replicación estructura factorial.

## Propietats psicomètriques de l'escala de la gelosia patològica (CECLA): evidències de validesa de constructe en adults mexicans i colombians

### Resum

La gelosia patològica és una emoció complexa i es considera una experiència universal potencialment violenta. Porten conseqüències negatives per a la persona o la parella, fins i tot la mort. S'associa amb ira, tristesa, depressió, ansietat, desconfiança i infidelitat. Això no obstant, en revisions recents s'ha fet palès que no s'han desenvolupat prou instruments de mesura de la gelosia patològica que permetin una nova recerca transcultural. L'objectiu de la present investigació va ser recopilar evidències de validesa de l'estructura interna, tant en termes de dimensionalitat i concurrència com d'invariabilitat entre Mèxic ( $n = 257$ , 70,4% de dones) i Colòmbia ( $n = 244$ , 59,4% de dones), i fiabilitat de l'escala CECLA. L'anàlisi factorial confirmatòria va corroborar l'estructura interna dels tres factors originals (gelosia passional, obsessiva i delirant), inclosa l'evidència d'invariabilitat favorable entre les mostres mexicana i colombiana. A més, es va demostrar validesa convergent i es van aconseguir índexs de consistència interna adequats. Els resultats van assenyalar que CECLA és un instrument útil i recomanable per avaluar la gelosia patològica en la població mexicana.

### Paraules clau

Relacions de parella; gelosia patològica; invariabilitat; replicació estructura factorial.

## Psychometric properties of the Pathological Jealousy Scale (CECLA): evidence of construct validity in Mexican and Colombian adults

### Abstract

Pathological jealousy is a complex emotion and has been considered a potentially violent universal experience. It carries negative consequences for the person, the couple, even to death. It is associated with anger, sadness, depression, anxiety, doubt, and infidelity. However, in recent reviews, not enough pathological jealousy measurement instruments have been developed to allow the development of new cross-cultural research. This study aimed to collect evidence of the validity of the internal structure both in terms of dimensionality and concurrence, as well as invariance between Mexico ( $n=257$ , 70.4% women) and Colombia ( $n=244$ , 59.4% women), and reliability of the CECLA scale. Confirmatory Factor Analysis corroborated the internal structure of the three original factors (passionate, obsessive, and delusional jealousy), including evidence of favorable invariance between the Mexican and Colombian samples. In addition, evidence of convergent validity was obtained, and satisfactory internal consistency indices. The results obtained indicated that the CECLA is a useful and recommendable instrument to assess pathological jealousy in the Mexican population.

### Keywords

Couple relationships, pathological jealousy, invariance, factorial structure replication.

## INTRODUCCIÓN

Los celos son comunes entre los seres humanos (Mogilski *et al.*, 2019), presentan un cuadro clínico difícil de evaluar (Avendaño y Betancort, 2021) y pueden desarrollar características patológicas (Ferreira *et al.*, 2016; González-Ortega *et al.*, 2008; Marazziti *et al.*, 2003; Martínez-León *et al.*, 2013). Se consideran una experiencia universal potencialmente violenta (Campos *et al.*, 2010; Elphinston *et al.*, 2011), con consecuencias negativas tanto para la persona como para la pareja, llegando incluso a la muerte (Martínez-León *et al.*, 2017). Los celos como emoción compleja (Ben-Ze'ev, 2013) se han asociado con la ira, la tristeza, la depresión (Martínez-León *et al.*, 2013), el miedo o la ansiedad (Harris y Darby, 2013), la desconfianza y la infidelidad (Avendaño y Betancort, 2021).

Una revisión sistemática sobre la emoción de los celos halló que esta experiencia depende de múltiples factores vinculados con el entorno sociocultural (Buunk y Hupka, 1987). Un estudio realizado en Colombia, México y Estados Unidos halló diferencias significativas en el nivel de celos que existían entre estos tres países. Las divergencias entre Colombia y México fueron menos marcadas, y no se encontraron diferencias por género

(Martínez-León *et al.*, 2017). La cultura determina qué escenario es amenazador, cuándo es un peligro y en qué condiciones se manifiestan los celos (Hupka, 1981). Aspectos culturales derivados de la experiencia colombiana indican que la intolerancia es el factor desencadenante de la violencia contra la pareja, con 21.942 casos, incluidos hombres y mujeres (47,79 %); a continuación, los celos, la desconfianza y la infidelidad, con 16.419 casos (35,76 %), según el Instituto Nacional de Medicina Legal (INML, 2018).

Las personas que experimentan celos patológicos (CP) tienden a ubicarse en el tipo de apego ansioso-ambivalente, registran mayor búsqueda de novedad y evitación de daños, baja autodirección y cooperación, altos niveles de impulsividad y ansiedad por rasgo, así como un bajo ajuste social (Costa *et al.*, 2015). El perfil patológico es más frecuente en personas con estilo de apego ambivalente (Rocha-Narváez *et al.*, 2019).

Desde un enfoque clínico, Echeburúa y Fernández-Montalvo (2001) plantean un modelo de los celos. Según estos autores, se encuentran enmarcados en la afectividad del ser humano, la cual está constituida por emociones, sentimientos y pasiones. Son una emoción,

si surgen de forma brusca y transitoria; un sentimiento, si se instalan de forma duradera e interfieren en la relación de pareja; o una pasión, si son intensos, estables y generan un estado de confusión. Para estos autores, el mecanismo psicológico que explica la persistencia de los celos es cíclico; cuando una persona experimenta un arrebató de celos, siente un profundo malestar, con una mezcla de irritación o depresión, que la lleva a conductas de comprobación con las cuales reduce el malestar experimentado; este alivio pasajero incorpora el comportamiento al repertorio de conductas de la persona celosa, pero al cabo de unas horas, vuelve a aparecer el malestar y el proceso tiende a reproducirse de nuevo.

Echeburúa y Fernández-Montalvo (2001) indican que en las personas celosas tiende a predominar la inseguridad, la dependencia emocional y una preocupación enfermiza por la fidelidad de la pareja; además, en los celos patológicos se presentan tres características fundamentales: la ausencia de una causa real desencadenante, la extraña naturaleza de las sospechas y la pérdida de control de la persona afectada. Lo que confiere un carácter patológico a los celos es la intensidad, el sufrimiento y el grado de interferencia en la vida cotidiana. Desde una perspectiva psicopatológica, estos autores clasifican los celos como pasionales, obsesivos y delirantes.

En los celos pasionales, la fidelidad se convierte en una idea sobrevalorada, y la ansiedad puede cargarse de agresividad y violencia, pero, como tal, no existe un trastorno psicopatológico. En los celos obsesivos, la persona es incapaz de rechazar los pensamientos relacionados con la infidelidad de su pareja. A pesar de no tener pruebas y de estar convencida de que no son reales, estos pensamientos son recurrentes y generan un gran nivel de malestar. En cambio, los celos delirantes no admiten que sus pensamientos puedan ser falsos; las ideas delirantes que los acompañan son un estado mental de convencimiento erróneo que tiene un origen patológico y suele aparecer en algunos cuadros clínicos como el trastorno delirante. A partir de las consideraciones anteriores, la elaboración del CECLA se basó en los planteamientos teóricos de Echeburúa y Fernández-Montalvo (2001) y en los elementos obtenidos de las entrevistas realizadas para la muestra clínica que sirvieron como marco teórico-empírico para elaborar los ítems. En 230 estudios publicados sobre celos desde 1978 hasta 2016, se encontraron alrededor de 40 instrumentos para evaluarlos, algunos de los cuales no presentan análisis psicométricos y solo unos pocos incluyen un análisis factorial confirmatorio en diferentes muestras (Martínez-León *et al.*, 2017), lo que resulta insuficiente, puesto que la evidencia de validez basada en la estructura interna (dimensionalidad, invarianza y fiabilidad) es fundamental para realizar interpretaciones sustantivas (American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education, 1999; Rios y Wells, 2014).

La medición de los celos patológicos no es la excepción, especialmente si se considera que están asociados con desenlaces fatales y, como consecuencia, se han señalado de especial interés en salud pública (Martínez-León *et al.*, 2017; Martínez-León *et al.*, 2013). La evidencia disponible ha señalado, desde hace varias décadas, el impacto negativo de los celos patológicos en el bienestar personal (Brassard *et al.*, 2020; Seeman, 2016) y en la pareja por las claras manifestaciones de violencia (por ejemplo, abuso doméstico o coerción sexual), así como por las consecuencias trágicas asociadas, como el homicidio (Mullen, 1991; Seeman, 1979; Zheng y Kendrick, 2021). En este contexto, cobra especial relevancia el desarrollo y la validación de instrumentos de medida que mejoren la identificación de los casos que requieren atención especializada en salud mental.

La escala de celos patológicos (CECLA), denominada así por los autores, es un instrumento relativamente nuevo (Avendaño y Betancort, 2021) porque mide tres clases de celos patológicos (CElos/CLAses): pasionales, obsesivos y delirantes (Echeburúa y Fernández-Montalvo, 2001). En esta versión inicial se propusieron tres dimensiones de los celos patológicos según los planteamientos de Echeburúa y Fernández-Montalvo (2001), asumiendo correlaciones entre ellas, verificadas en los análisis factoriales con la muestra colombiana. Sin embargo, no se cuenta con evidencia de validez relacionada con la estructura interna en la población colombiana o mexicana del CECLA, y tampoco se han realizado hasta el momento estudios de invarianza y de replicación de la estructura factorial en otros países, dado que en su desarrollo inicial únicamente se analizó la invarianza por género (Avendaño y Betancort, 2021).

Con el objetivo de verificar la estructura del constructo de los celos patológicos que evalúa el CECLA, se consideró necesario comprobar si satura en una única dimensión de celos patológicos, y las dimensiones de pasionales, obsesivos y delirantes forman parte de los indicadores elegidos para el desarrollo del conjunto de ítems (modelo 1: unidimensional), o, si, por el contrario, se trata de tres dimensiones independientes que evalúan manifestaciones sintomáticas diferentes de los celos patológicos en una escala con dimensiones separadas (modelo 2: ortogonal); asimismo, hay que contrastar la versión original del test, es decir, con sus dimensiones correlacionadas (modelo 3: oblicuo), o incluso, se consideró que puede tratarse de una dimensión general de celos dividida en tres dimensiones independientes, con varianza compartida en un modelo bifactor, que suelen presentar mejores indicadores de ajuste sin necesidad de reespecificaciones y una menor complejidad frente a los modelos jerárquicos (Markon, 2019) (modelo 4: bifactor).

Por otro lado, en la bibliografía son escasos los instrumentos psicométricos que midan los celos patológicos validados en contextos latinoamericanos con un enfoque de celos patológicos, lo que representa un aporte no solo

al estudio del constructo de los celos disfuncionales, sino que también brinda una medida psicométrica novedosa que se constituye en una alternativa de medición a nivel metodológico para futuras investigaciones. El objetivo, por tanto, fue recopilar evidencia de validez de la estructura interna, tanto en términos de dimensionalidad y concurrencia como de invarianza entre México y Colombia, y fiabilidad de la escala CECLA. Los resultados esperados de esta investigación permitirán avanzar en la comprensión del constructo de los celos patológicos en el contexto latinoamericano, así como disponer de una herramienta con propiedades psicométricas reconocidas para el uso en contextos clínicos y académicos de investigación.

## MÉTODO

### Tipo de estudio y diseño

Se trata de un estudio empírico analítico cuantitativo, transversal e instrumental. En esta categoría se incluyen todos aquellos trabajos que analizan las propiedades psicométricas de instrumentos de medida psicológicos o de la traducción y adaptación de test ya existentes (Ato *et al.*, 2013).

### Participantes

Se contó con dos muestras para el desarrollo de la investigación. La primera estaba constituida por 257 adultos mexicanos (70,4% mujeres), seleccionados mediante un muestreo no aleatorio por conveniencia con una edad promedio de 33,29 ( $DE = 11,79$ ) años. El 62,3% trabajaba, el 52,1% eran solteros, el 42,0% realizaba estudios de licenciatura y el 93,8% se declararon heterosexuales. A la pregunta «¿Se considera celoso?», el 50,2% respondió «Sí». Los criterios de inclusión fueron: (1) ser mayor de 18 años, (2) tener pareja o haberla tenido en el último año, (3) no estar bajo efectos de sustancias psicoactivas y (4) saber leer y escribir.

La segunda muestra estaba conformada por 244 adultos colombianos (59,4% mujeres), seleccionados mediante un muestreo no aleatorio por conveniencia con una edad promedio de 32,24 ( $DE = 12,67$ ) años. El 43,0% trabajaba, el 64,8% eran solteros, el 43,0% realizaba estudios universitarios de pregrado y el 89,4% se declaró heterosexual.

### Instrumentos

*Escala de celos patológicos (CECLA; Avendaño y Betancort, 2021)*. Es un instrumento para evaluar los celos patológicos. Consta de diecinueve ítems que evalúan tres clases de celos: pasionales, obsesivos y delirantes. Utiliza una escala de respuesta de frecuencia: nunca / casi nunca (menos del 20%), pocas veces (entre el 20 y el 40% de las ocasiones) y algunas veces (entre el 41 y el 60% de las ocasiones), con frecuencia (entre el 61 y el 80% de las ocasiones) y

casi siempre (más del 80% de las ocasiones). Los índices de ajuste obtenidos con el análisis factorial confirmatorio (AFC) en el estudio original con población colombiana señalaron una estructura interna de tres factores. Los índices de bondad de ajuste encontrados fueron:  $\chi^2/gf = 2,62$ ;  $RMSEA = .05$  [ $IC90\% = .05$  y  $.06$ ];  $CFI = .95$ ;  $GFI = .92$ . Respecto a la fiabilidad, el coeficiente de estabilidad calculado fue de  $.94$ . Los coeficientes alfa de Cronbach para las subescalas fueron: celos delirantes,  $\alpha = .89$ ; celos obsesivos,  $\alpha = .87$  y celos pasionales,  $\alpha = .84$ ; total  $\alpha = .93$ . El coeficiente omega fue  $\omega = .94$ .

*Escala interpersonal de celos (Interpersonal Jealousy Scale [IJS]; Mathes y Severa, 1981)*. Se trata de una escala adaptada a la población colombiana (Martínez-León *et al.*, 2018) que evalúa los celos románticos. Consta de 18 ítems y permite evaluar el nivel de celos de la persona con una escala de 9 puntos, desde «absolutamente falso, en desacuerdo completamente» (1), «ni verdadero ni falso» (5) hasta «absolutamente verdadero, completamente de acuerdo» (9). Los índices de bondad de ajuste del AFC de la estructura unidimensional con 18 ítems sugieren que dicho modelo se ajusta a los datos ( $\chi^2 = 348.596$ ,  $df = 131$ ,  $p < .00$ ;  $RMSEA = .05$  [ $IC90\% = .05-.06$ ];  $CFI = .93$ ;  $TLI = .92$ ). Los resultados del estudio de equivalencia transcultural entre Estados Unidos, Colombia y México (Martínez-León *et al.*, 2017) indicaron que la versión unidimensional de 18 ítems permite realizar comparaciones con un sesgo mínimo por el nivel de invarianza encontrado.

### Procedimiento

La primera fase consistió en la preparación del formulario, que fue aprobado por el equipo investigador, constituido por investigadores colombianos y mexicanos. Estos últimos verificaron la pertinencia de los enunciados de cada ítem, su semántica y las variaciones contextuales en su país. Al respecto, no hubo cambios en los reactivos. En la segunda fase se realizó la toma de datos electrónicos durante un mes a través de Google Forms, simultánea en los dos países participantes. El tiempo promedio de respuesta del cuestionario fue de quince minutos. En la última fase, se llevó a cabo la depuración de las bases de datos y los análisis estadísticos.

### Análisis estadístico

Se utilizó el paquete Lavaan (Rosseel, 2012) del software R-Studio (versión 2021.09.2) para efectuar los análisis estadísticos multivariados. La comprobación de la normalidad multivariada se realizó mediante el coeficiente de Mardia ( $p > .05$ ) para la toma de decisiones en el caso del desarrollo del análisis factorial confirmatorio (AFC) con la muestra mexicana. Se compararon los modelos: 1) unidimensional y la propuesta del CECLA original con 2) tres factores no correlacionados (ortogonal), el 3) modelo original de tres factores correlacionados (oblicuo), y el 4) modelo bifactor (ortogonal y general)

(figura 1). Para establecer los valores de ajuste del mejor modelo factorial del CECLA con la muestra mexicana, se calcularon los siguientes índices de bondad de ajuste: ji-cuadrado ( $\chi^2$ ) y el número de grados de libertad  $gl$ , el índice de ajuste comparativo (Comparative Fit Index, CFI), el índice Tucker Lewis (TLI) y la raíz del error cuadrático medio de aproximación (Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA), y la raíz cuadrática media estandarizada (Standardized Root Mean Squared Residual, SRMR). Valores de .95 o superiores en el CFI y el TLI se consideran excelentes (Pilatti *et al.*, 2012). Un valor de RMSEA y SRMR es óptimo cuando sus valores son inferiores a .05, y aceptables hasta .08 (Hu y Bentler, 1998; Valor-Segura *et al.*, 2009).

Una vez verificado el AFC con mejor ajuste, se hizo un análisis de invarianza, se tuvo en cuenta la invarianza configural (sin restricciones al modelo) y se comparó con el modelo con restricciones: (1) en los pesos estructurales (invarianza métrica), (2) en las covarianzas estructurales (invarianza escalar), y (3) en los residuos (invarianza estricta). En cada comparación se verificó el cambio (*Delta*  $\Delta$ ) en el chi cuadrado y el  $CFI \leq .01$ ,  $RMSEA \leq .015$  y  $SRMR \leq .030$  (para invarianza métrica), o  $\leq .015$  (para invarianza residual) (Chen, 2007). Posteriormente, una vez comprobadas las propiedades psicométricas del CECLA, se llevó a cabo la comparación de las dimensiones del instrumento en México y Colombia.

En los análisis adicionales, con el fin de establecer una evidencia de validez concurrente, se realizaron análisis de regresión lineal verificando los valores  $AR^2$ ,  $\beta_{sd}$  y  $\beta$  [IC 95%] entre las puntuaciones totales y de cada subescala y los totales con la escala interpersonal de celos, donde, a mayores puntuaciones, habría una mayor determinación entre variables. Por último, se analizaron los indicadores

de fiabilidad de la escala y las subescalas del CECLA mediante los índices de consistencia interna alfa de Cronbach ordinal ( $\alpha$ ) y el coeficiente omega de McDonald ( $\omega$ ).

## Consideraciones éticas

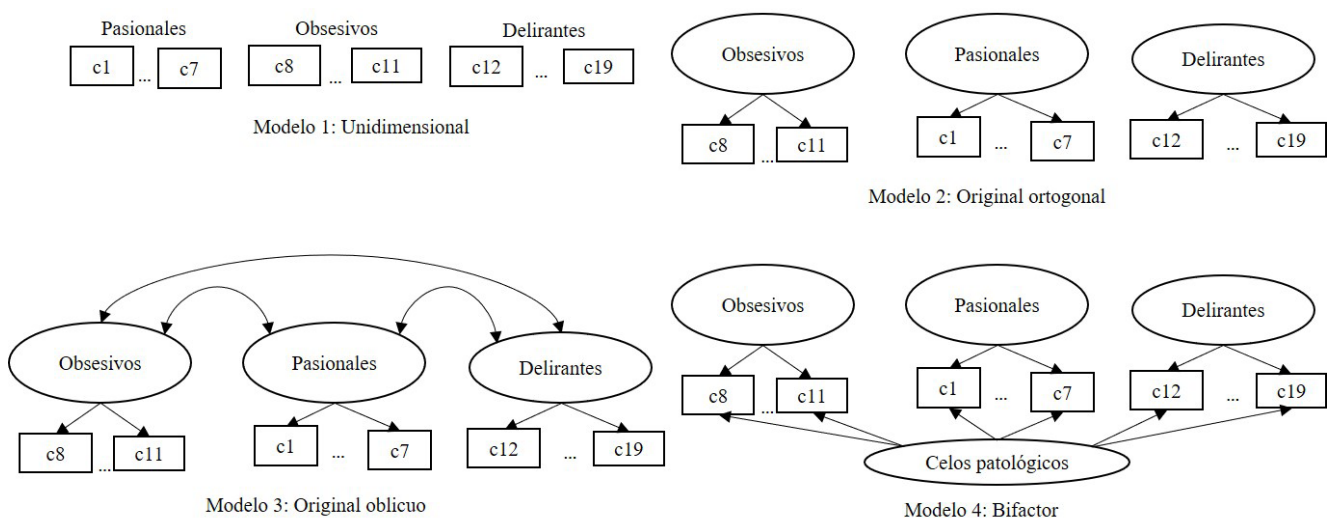
Se tuvieron en cuenta las consideraciones respecto a la confidencialidad, el anonimato y la protección de los participantes de acuerdo con el código ético de la American Psychological Association (APA; 2017). Esta investigación asumió la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial (AMM; 2017) como una propuesta de principios éticos para la investigación con seres humanos, el resguardo de la confidencialidad y la obtención del consentimiento informado de los participantes (Acta de aprobación del Comité de ética institucional del 23/08/2019).

## RESULTADOS

En un primer momento se comprobó si los datos del test cumplían el supuesto de normalidad multivariada. Dados los valores  $p < .05$  (asimetría de Mardia = 7005.863,  $p = .000$ ; Curtosis de Mardia = 69.214,  $p = .000$ ), se resolvió obtener el AFC mediante el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (Diagonally Weighted Least Squares, DWLS), recomendado para distribuciones con escasa normalidad multivariada y variables no continuas (Mindrila, 2010).

En la **tabla 1** se presentan los valores obtenidos de los AFC para la muestra mexicana en los cuatro modelos hipotéticos. Se observa que los índices de bondad de ajuste del modelo sugieren que la estructura interna con tres

Figura 1: Modelos propuestos para la revisión de la estructura factorial del CECLA.



Nota. Modelos propuestos para la revisión de la estructura del test asumiendo unidimensionalidad (modelo 1), conformación ortogonal (modelo 2), oblicua (modelo 3) o bifactorial (modelo 4).

Tabla 1: Indicadores de ajuste con la muestra mexicana en los cuatro modelos hipotéticos revisados del CECLA.

Modelo	$\lambda^2$	gl	p-value	CFI	TLI	RMSEA	IC 90% inf	IC 90% sup	SRMR
1. Unidimensional (factor general de celos)	179.41	152	.06	.99	.99	.03	.00	.04	0.088
2. Tres dimensiones ortogonales (celos en tres dimensiones independientes)	2129.98	152	.00	.45	.39	.23	.22	.23	0.280
3. Tres dimensiones oblicuas (celos en tres dimensiones correlacionadas)	102.71	149	.99	1.00	1.02	.00	.00	.00	0.063
4. Bifactor, tres dimensiones ortogonales y un factor general	59.35	130	1.00	1.00	1.02	.00	.00	.00	0.049

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2: Cargas factoriales de los ítems del CECLA en cada modelo revisado con la muestra mexicana.

Factores	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	
	Unidimensional	Ortogonal	Oblicuo	Ortogonal	General
<b>Pasionales</b>					
C1	.63	.67	.67	<b>0.14</b>	0.53
C2	.54	.58	.57	<b>0.28</b>	0.32
C3	.59	.67	.64	0.52	<b>0.19</b>
C4	.76	.80	.80	0.32	0.53
C5	.81	.82	.86	0.03	0.82
C6	.50	.57	.54	0.67	<b>-0.02</b>
C7	.68	.69	.71	<b>-0.15</b>	0.84
<b>Obsesivos</b>					
C8	.58	.84	.81	0.75	0.80
C9	.39	.67	.55	0.59	0.55
C10	.64	.82	.89	0.64	0.82
C11	.44	.59	.62	0.48	0.58
<b>Delirantes</b>					
C12	.77	.81	.82	0.43	0.58
C13	.75	.72	.80	<b>0.25</b>	0.65
C14	.48	.64	.54	0.57	<b>0.26</b>
C15	.61	.67	.65	0.45	0.42
C16	.82	.85	.89	0.37	0.68
C17	.64	.73	.70	0.40	0.49
C18	.46	.60	.50	0.59	<b>0.22</b>
C19	.66	.63	.69	<b>0.20</b>	0.58

Nota: En negrita se resaltan los valores anómalos de cargas factoriales obtenidos en el AFC del modelo 4.

Tabla 3: Estadísticas multigrupo con valores de invarianza entre las muestras de cada país.

Modelos	$\chi^2$	gl	TLI	CFI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	$\Delta$ gl	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ SRMR
México	120.71***	149	1.015	1.000	.000 [0.000 – 0.000]	0.063	–	–	–	–
Colombia	94.354***	149	1.019	1.000	.000 [0.000 – 0.000]	0.058	–	–	–	–
Configural	197.06	298	0.982	0.984	.038	0.061	–	–	–	–
Métrica	275.10	314	0.979	0.980	.042	0.071	16	–0.004	0.003	0.010
Escalar	299.56***	330	0.977	0.978	.043	0.073	16	–0.002	0.001	0.002
Estricta	311.75	349	0.979	0.978	.042	0.076	19	0.000	–0.001	0.004

Fuente: elaboración propia.

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

factores correlacionados obtuvo apoyo en los datos. En los valores de ajuste comparativo e indicadores residuales, TLI, CFI, RMSEA, y SRMR, se encontraban entre los márgenes de aceptación, según Hu y Bentler (1998). En la [tabla 1](#) se observa que los valores de ajuste para los modelos 3 y 4 son los más favorables, en particular, el modelo Bifactor, que parece tener los valores SRMR más bajos y la relación entre  $\lambda^2/gl$  menor con respecto a la del modelo oblicuo (0.68 versus 0.45), lo que sugiere el mejor ajuste para el modelo 4. En contraste, los valores para el modelo ortogonal presentaron un ajuste bastante alejado con respecto a los puntos de referencia ( $p < .001$ ).

En una revisión por cada ítem del test, en la [tabla 2](#) aparecen los valores por cada factor de cada modelo revisado. Se observa que los valores  $\lambda$  más elevados se presentan en el modelo oblicuo que corresponde a la estructura original del CECLA. En él se resalta que en el factor celos pasionales, las cargas factoriales de los ítems oscilaron entre .54 y .86; en los celos obsesivos oscilaron entre .55 y .89, y en el factor de celos delirantes, se encuentran entre .54 y .89, en contraste con el modelo Bifactor propuesto, en el que aparecen valores anómalos con cargas negativas (ítems 6 y 7), o más bajos que los márgenes de carga inferiores a .30 (ítems 2, 3, 13, 14, 18, y 19), tanto en las cargas estandarizadas ortogonales como de la dimensión general.

Posteriormente, el modelo factorial del CECLA resultante fue sometido al análisis de invarianza por parte de cada país, en el que se analizó la independencia del modelo anidado según las variaciones  $\chi^2$  y  $gl$  entre cada muestra anidada y cada restricción impuesta al modelo. Dado que  $\chi^2$  como indicador de máxima verosimilitud requiere un valor  $p > .05$  para aceptar invarianza, se ha recomendado tener en cuenta las variaciones por cada restricción en los pesos estructurales, las covarianzas y los residuos estructurales en los cambios de los valores del CFI, RMSEA y SRMR entre los modelos anidados (Byrne, 2008). En la [tabla 3](#) aparecen los valores multigrupo-comparados. Pese

a que los cambios en ellos no fueron significativos en la invarianza configural (0.003), excepto en las diferencias entre la invarianza métrica (–0.004) y escalar (–0.0042), los indicadores  $\Delta$ CFI,  $\Delta$ RMSEA y  $\Delta$ SRMR sugieren invarianza del modelo en los grupos.

### Evidencias de validez concurrente y consistencia interna

Entre otros resultados, para recopilar evidencia de validez concurrente, se estudió la capacidad predictiva entre los puntajes totales del CECLA, al mismo tiempo que se realizó otro análisis a partir de sus dimensiones (variables predictoras) con los puntajes totales de la escala interpersonal de celos (EIC) (criterio variable). En la medida total de celos patológicos, se encontró un coeficiente de determinación elevado y estadísticamente significativo ( $AR^2 = .532$ ,  $\beta_{sd} = .731$ ,  $\beta = 1.884$  [IC 95% 1.667-2.101,  $p < .001$ ]). A su vez, en las subescalas del test, la dimensión de los celos pasionales tuvo la mayor capacidad predictiva de los celos interpersonales ( $AR^2 = .611$ ,  $\beta_{sd} = .782$ ,  $\beta = 4.299$  [IC 95% 3.877-4.721,  $p < .001$ ]), seguida de los celos delirantes ( $AR^2 = .290$ ,  $\beta_{sd} = .541$ ,  $\beta = 2.920$  [IC 95% 2.361-3.479,  $p < .001$ ]), y, por último, con valores cercanos a la escala de celos obsesivos ( $AR^2 = .283$ ,  $\beta_{sd} = .535$ ,  $\beta = 7.055$  [IC 95% 5.680-8.429,  $p < .001$ ]).

Finalmente, como medida de consistencia interna, se calculó el coeficiente alfa de Cronbach ordinal ( $\alpha$ ) y omega de McDonald ( $\omega$ ) en cada dimensión y para el puntaje total. Todos los valores indican unos índices adecuados de consistencia interna (celos pasionales  $\alpha = .86$  [IC 95% .83-.89],  $\omega = .87$  [IC 95% .84-.89]; celos obsesivos  $\alpha = .81$  [IC 95% .78-.85],  $\omega = .84$  [IC 95% .81-.87]; celos delirantes  $\alpha = .88$  [IC 95% .86-.90],  $\omega = .89$  [IC 95% .86-.91]; y celos patológicos como medida total del CECLA:  $\alpha = .92$  [IC 95% .91-.94],  $\omega = .93$  [IC 95% .92-.94]) semejantes a los encontrados en la escala original validada en el contexto colombiano.

## DISCUSIÓN

El objetivo consistió en recopilar evidencia de validez de la estructura interna, tanto en términos de dimensionalidad y concurrencia como de invarianza, entre México y Colombia, así como de fiabilidad del CECLA. Según los datos obtenidos en los análisis psicométricos, la estructura factorial original se replicó con índices de ajuste favorables. Los valores de los AFC fueron más elevados para el modelo del estudio original de Avendaño y Betancort (2021), constituido por tres factores correlacionados, aunque el modelo unidimensional también presentó indicadores favorables de bondad de ajuste.

Estos hallazgos permiten establecer que: 1) es una escala para la medición de los celos patológicos con propiedades psicométricas adecuadas en la muestra mexicana; 2) el test consistía en tres dimensiones de celos patológicos: obsesivos, delirantes, y pasionales; y 3) la medida total del test y sus subescalas se relacionan con las medidas de celos interpersonales de Martínez-León *et al.* (2018) como evidencia de validez concurrente del CECLA en la población mexicana.

A nivel estadístico, se resalta la escasa bondad de ajuste obtenida del modelo ortogonal, datos que sugieren una elevada correlación entre los tres tipos de celos medidos por el test, algo evidente en los valores entre .56 y .78 en las covariaciones entre los tres factores en el modelo oblicuo obtenido. Estos hallazgos sugieren que las posibles diferencias en los tipos de celos patológicos no presentan claridad en el constructo de este tipo de celos, y comparten características similares, como las reportadas por Echeburúa y Fernández-Montalvo (1999): la falta de provocación lógica, sospechas extrañas, reacciones irracionales y excesivas, comprobación ritualista, pérdida del autocontrol, interferencias cotidianas y elevado sufrimiento personal.

A su vez, según estos referentes teóricos, se obtuvo evidencia para el modelo unidimensional de los celos patológicos y los valores elevados de ajuste obtenidos en la propuesta bifactorial del test, pese a las dificultades encontradas en algunos ítems, en especial en la dimensión de celos pasionales. Aunque es una sugerencia a partir de los valores de bondad de ajuste obtenidos, se resolvió optar por el modelo original de tres factores oblicuos, dadas las características del instrumento, asegurando la estructura original de Avendaño y Betancort (2021). Estos datos sugieren que el constructo deberá ser revisado con nuevas muestras, incluyendo una postura en que los celos patológicos se constituyan en un factor de segundo orden o en un modelo bifactor, los cuales pueden presentar ventajas, como analizar los aportes de cada factor en una estructura unidimensional, es decir, en un dominio general y varios específicos (Reise *et al.*, 2010), preferiblemente con otras muestras recopiladas en Iberoamérica.

Al respecto, autores como Guerrero *et al.* (2011), en cuanto al estilo de respuesta celotípica, sugieren que rea-

lizar un análisis de segundo orden proporciona un panorama más completo para la investigación de los celos, como mínimo en cuanto a la comunicación en torno a los de tipo patológico. En otro estudio, en estudiantes universitarios se confirmó una escala breve con una estructura unidimensional para medir los celos patológicos ( $CFI = 0.97$ ,  $RMSEA = 0.08$ ,  $\omega = .88$ ) (Ventura-León *et al.*, 2018), así como la escala interpersonal de celos de Mathes, que demostró robustez en una única dimensión de 18 ítems (Martínez-León *et al.*, 2018). Estos hallazgos, desde una perspectiva de segundo orden, tanto psicométrico como teórico, permitirán seguir abordando el constructo en posteriores investigaciones, algo que parece destacar en los análisis factoriales llevados a cabo en el presente estudio con la muestra mexicana.

En cuanto a las diferencias entre las muestras de Colombia y México, en el análisis de invarianza se encontraron índices favorables entre las dos estructuras factoriales revisadas. La diferencia entre estos índices puede sugerir la leve incidencia de un componente sociocultural en relación con la experiencia de celos patológicos para mexicanos y colombianos, porque si bien los cambios en los valores  $\Delta\chi^2$  no fueron aceptables, los que existen en los indicadores  $\Delta CFI$ ,  $\Delta RMSEA$  y  $\Delta SRMR$  indican invarianza significativa del modelo en los grupos. Estos datos sugieren que el test tiene capacidad invariante entre los dos países, por lo tanto, se puede afirmar que se lograron evidencias de soporte para una adaptación del test al territorio mexicano, lo que favorecerá su uso a nivel clínico e investigativo posterior.

En cuanto a las evidencias de fiabilidad del CECLA, los valores de consistencia interna en la población mexicana fueron favorables al obtener coeficientes alfa y omega por encima de .80, valores que superan los márgenes máximos de entropía posibles para modelos multidimensionales (Nájera-Catalán, 2018). Por lo tanto, estos resultados presentados en cuanto a la estructura factorial y la consistencia interna son satisfactorios. Además, la invarianza del modelo de tres dimensiones correlacionadas en las dos muestras (colombiana y mexicana) son hallazgos que ratifican el planteamiento de Avendaño y Betancort (2021), quienes indican que los celos están constituidos por un factor general, que puede ser la desconfianza o la inseguridad, y factores específicos, que hacen que los seres humanos desarrollen celos, los cuales se caracterizan por el contexto, la cultura y las variables sociodemográficas. Se requieren nuevos estudios sobre los celos patológicos en torno al uso de este test revisado.

Para futuros estudios se recomienda incluir una prueba de referencia concurrente adicional que identifique situaciones de violencia de pareja con el fin de establecer el perfil diferencial de quienes experimentan celos patológicos y la asociación que tendrían con la perpetración de conductas agresivas relacionales y conflicto marital. Este, a su vez, facilita la obtención de evidencias de la validez de criterio, convergente y divergente, del instrumento validado.



Por otro lado, diversos estudios sugieren que la experiencia de celos patológicos suele ser más intensa cuando se acompaña de trastornos como el desorden obsesivo-compulsivo, por lo que se sugiere realizar comparaciones con muestras clínicas y no-clínicas para analizar el efecto de las comorbilidades psicopatológicas (Costa *et al.*, 2015; Dutton *et al.*, 1996; Ecker, 2012; Stravogiannis *et al.*, 2018) y, por lo tanto, la capacidad discriminante del CECLA.

## Limitaciones

Se considera una limitación no haber realizado un contraste entre muestra clínica y no clínica, lo que impide el establecimiento de los índices de sensibilidad y especificidad que permiten determinar el valor predictivo positivo entendido como la probabilidad de establecer la proporción de personas que pueden tener alguna clase de celos patológicos y el valor predictivo negativo o proporción de individuos con resultados negativos que hayan sido diagnosticados correctamente. Asimismo, no se puede establecer un punto de corte que indique a partir de qué puntuación se presenta el rasgo. Otra de las limitaciones por reconocer en el estudio fue no haber llevado a cabo un análisis de invarianza entre los grupos masculino y femenino en las muestras analizadas, dados los tamaños muestrales pequeños, lo que no es recomendable debido a la cantidad de parámetros por cada modelo. Para posteriores revisiones, se recomienda contar con una muestra de mayor tamaño y ejecutar el análisis de invarianza por género, ya que suelen existir puntajes mayores de celos en mujeres, pero las asociaciones con violencia y agresión son mayores con los varones (Ariza-Ruiz *et al.*, 2022).

En conclusión, este estudio posee implicaciones importantes. En primer lugar, los resultados esperados de esta investigación permitirán avanzar en la comprensión del constructo de los celos patológicos en el contexto latinoamericano, así como disponer de una herramienta con propiedades psicométricas reconocidas para el uso en contextos clínicos y académicos en el ámbito de la investigación. En segundo lugar, se constituye en nueva evidencia sobre la precisión del constructo de celos patológicos en una escala de intervalo total del CECLA y los tres tipos de celos: delirante, pasional y obsesivo, ahora disponible para investigación y uso clínico en países como Colombia y México.

## Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education (1999). *The standards for educational and psychological testing* (2.<sup>a</sup> ed.). American Educational Research Association.
- American Psychological Association [APA] (2017). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. <https://www.apa.org/ethics/code>
- Ariza-Ruiz, A., Viejo-Almanzor, C., y Ortega-Ruiz, Ro. (2022). El Amor romántico y sus mitos en Colombia: una revisión sistemática. *Suma Psicológica*, 29(1), 77-90. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2022.v29.n1.8>
- Asociación Médica Mundial [AMM] (2017). *Declaración de Helsinki de la AMM – principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. <https://www.wma.net/es/policies-post/declaracion-de-helsinki-de-la-amm-principios-eticos-para-las-investigaciones-medicas-en-seres-humanos/>
- Ato, M., López, J. J., y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Avenidaño, B. L., y Betancort, M. (2021). Diseño y análisis psicométrico de un instrumento para evaluar celos. *Acta Colombiana de Psicología*, 24(1), 19-31. <https://doi.org/10.14718/ACP.2021.24.1.3>
- Ben-Ze'ev, A. (2013). Jealousy and romantic love. En S. L. Hasrt, y M. Lengerstee (eds.). *Handbook of jealousy: Theory, research and multidisciplinary approaches*. Wiley-Blackwell, pp. 40-54.
- Brassard, A., Brault-Labbé, A., Gasparetto, C. A., Claing, A., y Lussier, Y. (2020). Validation de la versión francophone de la Multidimensional Jealousy Scale [Validation of the French version of the Multidimensional Jealousy Scale]. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 52(2), 154-158. <https://doi.org/10.1037/cbs0000155>
- Buunk, B., y Hupka, R. B. (1987). Cross-Cultural Differences in the Elicitation of Sexual Jealousy. *The Journal of Sex Research*, 23(1), 12-22. <https://doi.org/10.1080/00224498709551338>
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument a walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. <http://www.psicothema.com/pdf/3569.pdf>
- Campos, J. J., Walle, E. A., y Dahl, A. (2010). What Is Missing in the Study of the Development of Jealousy? En S. L. Hart. y M. Legerstee (eds.). *Handbook of jealousy: Theory, research and multidisciplinary approaches*. Wiley-Blackwell, pp. 312-328. <https://doi.org/10.1002/9781444323542.ch14>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Costa, A. L, Sophia, E., Sánchez, E., Tavares, H., y Ziberman, M. L. (2015). Pathological jealousy: Romantic relationship characteristics, emotional and personality aspects, and social adjustment. *Journal of Affective Disorders*, 174, 38-44. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.11.017>
- Dutton, D. G., Van Ginkel, C., y Landolt, M. A. (1996). Jealousy, intimate abusiveness, and intrusiveness. *Journal of Family Violence*, 11(4), 411-423. <https://doi.org/10.1007/BF02333425>
- Echeburúa, E., y Fernández-Montalvo, J. (1999). La patología de los celos: análisis descriptivo y propuestas terapéuticas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 25(99), 5-25. <https://academica-e.unavarra.es/bitstream/handle/2454/28055/A23.pdf?sequence=3&isAllowed=y>
- Echeburúa, E., y Fernández-Montalvo, J. (2001). *Celos en la pareja: una emoción destructiva*. Ariel.

- Ecker, W. (2012). Non-delusional pathological jealousy as an obsessive-compulsive spectrum disorder: Cognitive-behavioural conceptualization and some treatment suggestions. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders*, 1(3), 203-210. <https://doi.org/10.1016/j.jocrd.2012.04.003>
- Elphinston, R. A., y Noller, P. (2011). Time to Face It! Facebook Intrusion and the Implications for Romantic Jealousy and Relationship Satisfaction. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 14(11), 631-635. <https://doi.org/10.1089/cyber.2010.0318>
- González-Ortega, I., Echeburúa, E., y de Corral, P. (2008). Variables significativas en las relaciones violentas en parejas jóvenes: una revisión. *Behavioral Psychology / Psicología Conductual*, 16(2), 207-225. [www.behavioralpsycho.com/wp-content/uploads/2020/04/04.Gonzalez\\_16-2oa.pdf](http://www.behavioralpsycho.com/wp-content/uploads/2020/04/04.Gonzalez_16-2oa.pdf)
- Guerrero, L. K., Hannawa, A. F., y Babin, E. A. (2011). The Communicative Responses to Jealousy Scale: Revision, Empirical Validation, and Associations with Relational Satisfaction. *Communication Methods and Measures*, 5(3), 223-249. <https://doi.org/10.1080/19312458.2011.596993>
- Ferreira, J. M., Mota, D., y Teixeira, B. (2016). Obsessive jealousy: a case report. *Psilogos: Revista do Serviço de Psiquiatria do Hospital Fernando Fonseca*, 14(1), 84-88. <https://repositorio.hff.min-saude.pt/handle/10400.10/1863>
- Harris, C. R., y Darby, R. S. (2013). Jealousy in adulthood. En S. L. Hart, y M. Legerstee (eds.). *Handbook of jealousy: Theory, research and multidisciplinary approaches*. Wiley-Blackwell, pp. 312-328. <https://doi.org/10.1002/9781444323542.ch23>
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1998). Fit Indices in Covariance Structure Modeling: Sensitivity to Underparameterized Model Misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Hupka, R. B. (1981). Cultural determinants of jealousy. *Alternative Lifestyles*, 4, 310-356. <https://doi.org/10.1007/BF01257943>
- Instituto Nacional de Medicina Legal (INML). (2014). Boletín de Prensa – Forensis 2018. <https://www.medicinalegal.gov.co/documents/20143/386932/Forensis+2018.pdf>
- Marazziti, D., Di Nasso, E., Masala, I., Baroni, S., Abelli, M., Mengali, F. et al. (2003). Normal and obsessional jealousy: a study of a population of young adults. *European Psychiatry*, 18(3), 106-111. [https://doi.org/10.1016/S0924-9338\(03\)00024-5](https://doi.org/10.1016/S0924-9338(03)00024-5)
- Markon, K. E. (2019). Bifactor and Hierarchical Models: Specification, Inference, and Interpretation. *Annual review of clinical psychology*, 15(1), 51-69. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050718-095522>
- Martínez-León, N. C., García-Rincón, R., Barreto-Cortés, D. S., Alfonso, A., Parra, A., Duque, B., Ávila L., y Rojas, N. (2013). Características de los celos en un grupo de estudiantes universitarios en la ciudad de Bogotá. *Cuadernos hispanoamericanos de psicología*, 13(1), 36-44. <https://doi.org/10.18270/chps.v13i1.1356>
- Martínez-León, N. C., Mathes, E., Avendaño, B. L., Peña, J. J., y Sierra, J. C. (2018). Psychometric study of the Interpersonal Jealousy Scale in Colombian samples. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 50(1), 21-30. <https://doi.org/10.14349/rlp.2018.v50.n1.3>
- Martínez-León, N. C., Peña, J. J., Salazar, H., García, A., y Sierra, J. C. (2017). A systematic review of romantic jealousy in relationships. *Terapia psicológica*, 35(2), 203-212. <https://dx.doi.org/10.4067/s0718-48082017000200203>
- Mathes, E. W., y Severa, N. (1981). Jealousy, romantic love, and liking: Theoretical considerations and preliminary scale development. *Psychological Reports*, 49(1), 23-31. <https://doi.org/10.2466/pr0.1981.49.1.23>
- Mindrila, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS). Estimation Procedures: A Comparison of Estimation Bias with Ordinal and Multivariate Non-Normal Data. *International Journal of Digital Society (IJDS)*, 1(1), 60-66. <https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Mogilski, J. K., Reeve, S. D., Nicolas, S. C., Donaldson, S. H., Mitchell, V. E., y Welling, L. L. (2019). Jealousy, consent, and compersion within monogamous and consensually non-monogamous romantic relationships. *Archives of Sexual Behavior*, 48(6), 1811-1828. <https://doi.org/10.1007/s10508-018-1286-4>
- Mullen, P. (1991). Jealousy: The Pathology of Passion. *British Journal of Psychiatry*, 158(5), 593-601. <https://doi.org/10.1192/bjp.158.5.593>
- Nájera-Catalán, H. E. (2018). Reliability, Population Classification and Weighting in Multidimensional Poverty Measurement: A Monte Carlo Study. *Social Indicators Research*, 142, 887-910. <https://doi.org/10.1007/s11205-018-1950-z>
- Pilatti, A., Godoy, J. C., y Brussino, S. A. (2012). Análisis factorial confirmatorio del cuestionario de expectativas hacia el alcohol para adolescentes (CEA-A). *Acta colombiana de psicología*, 15(2), 11-20. <https://actacolombianapsicologia.ucatolica.edu.co/article/view/262>
- Reise, S. P., Moore, T. M., y Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of personality assessment*, 92(6), 544-559. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Rios, J., y Wells, C. (2014). Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*, 26(1), 108-116. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.260>
- Rocha-Narváez, B., Quintero-Posada, C., Roncancio-Parrá, V., y Torres-Herrera, R. (2019). Evaluación de la asociación entre el estilo de apego parental y los celos románticos en una muestra de estudiantes universitarios colombianos. *Psicología*, 13(1), 13-24. <https://doi.org/10.21500/19002386.3506>
- Rosseel, Y. (2012). Iavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. [www.jstatsoft.org/v48/i02/](http://www.jstatsoft.org/v48/i02/)
- Seeman, M. V. (1979). Pathological jealousy. *Psychiatry*, 42(4), 351-361. <https://doi.org/10.1080/00332747.1979.11024038>
- Seeman, M. V. (2016). Pathological jealousy: An interactive condition. *Psychiatry*, 79(4), 379-388. <https://doi.org/10.1080/00332747.2016.1175838>
- Stravogiannis, A. L. D. C., Kim, H. S., Sophia, E. C., Sanches, C., Zilberman, M. L., y Tavares, H. (2018). Pathological jealousy and pathological love: Apples to apples or apples to oranges? *Psychiatry research*, 259, 562-570. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.11.029>
- Valor-Segura, I., Expósito, F., y Moya, M. (2009). Desarrollo y validación de la versión española de la Spouse-Specific Dependency Scale (SSDS). *International Journal of Clinical*

- and Health Psychology*, 9(3), 479-500. <http://hdl.handle.net/10481/33037>
- Ventura-León, J., Caycho-Rodríguez, T., Barboza-Palomino, M., Aparco, V., y Rodas, N. (2018). Evidence of Validity and Factorial Invariance of a Brief Jealousy Scale in Peruvian University Students. *Journal of Educational Psychology*, 6(2), 153-179. <https://eric.ed.gov/?id=EJ1196240>
- Zheng, X., y Kendrick, K. M. (2021). Neural and Molecular Contributions to Pathological Jealousy and a Potential Therapeutic Role for Intranasal Oxytocin. *Frontiers in pharmacology*, 12, 652473. <https://doi.org/10.3389/fphar.2021.652473>