

# Adaptación argentina del Personality Inventory for DSM-Brief Form (PID-5-BF): Un análisis ESEM

## Argentine Adaptation of the Personality Inventory for DSM - Brief Form (PID-5-BF): An ESEM Approach

Mario Alberto Trógolo \*<sup>1</sup>, Silvana Andrea Montes<sup>2</sup>, Rubén Daniel Ledesma<sup>3</sup>

1 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

2 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), IPSIBAT, Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Mar del Plata, Argentina.

Introducción  
Método  
Resultados  
Discusión  
Referencias

Recibido: 10/08/2022 Revisado: 20/09/2022 Aceptado: 30/09/2022

### Resumen

La inclusión del modelo dimensional en el DSM-5 representa un avance conceptual en el campo de los trastornos de personalidad. Este modelo contempla rasgos patológicos de personalidad organizados en cinco grandes áreas: *desapego*, *afectividad negativa*, *psicoticismo*, *antagonismo* y *desinhibición*. Para evaluar dicho modelo, se desarrolló el *Personality Inventory for DSM-5* (PID-5). El objetivo de este trabajo fue analizar la estructura interna de la versión breve del instrumento (PID-5-BF) y examinar la invarianza factorial según el sexo y la edad en una muestra de 908 sujetos de Argentina, utilizando modelos de ecuaciones estructurales exploratorios (ESEM). Los resultados indican que un modelo de cinco factores, coherente con la estructura original del instrumento, presenta un excelente ajuste en los datos y es invariante (equivalencia configural, métrica y fuerte) en los grupos estudiados. Se discuten estos resultados y se proponen sugerencias de cara a mejorar la confiabilidad de algunos factores de la escala.

**Palabras clave:** *PID-5-BF*, *personalidad*, *modelo dimensional*, *modelos de ecuaciones estructurales exploratorios*, *DSM-5*

### Abstract

The dimensional model for personality disorders included in the DSM-5 represents a significant conceptual advancement in the diagnosis of personality disorders. The model comprises pathological personality traits organized in five broad domains: *detachment*, *negative affectivity*, *psychoticism*, *antagonism* and *disinhibition*. The Personality Inventory for DSM-5 (PID-5) was developed to assess these broad personality domains. This study examines the factor structure of the Personality Inventory Disorder - Brief Form (PID-5-BF) and its measurement invariance across sex and age. A sample of 908 individuals from the general population of Argentina completed the PID-5-BF. The results from the exploratory structural equation modeling (ESEM) indicated that a five-factor model consistent with the five broad traits fitted excellent to the data and was invariant (configural, metric and strong invariance) across the group examined. Practical implications of the study are discussed and recommendations for improving scale reliability are proposed.

**Keywords:** *PID-5-BF*, *personality*, *dimensional model*, *exploratory structural equation modeling*, *DSM-5*

\*Correspondencia a: Mario A. Trógolo, Manzana 249, Lote 11, Barrio Comarca de Allende, Villa Allende, Córdoba, Argentina (CP: 5105). E-mail: [mario.trogolo@gmail.com](mailto:mario.trogolo@gmail.com)

**Cómo citar este artículo:** Trógolo, M. A., Montes, S. A., & Ledesma, R. D. (2022). Adaptación argentina del Personality Inventory for DSM-Brief Form (PID-5-BF): Un análisis ESEM. *Revista Evaluar*, 22(3), 20-34. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

**Participaron en la edición de este artículo:** Fiorella Garabano, Ma. Eugenia Maiorana, Pablo Carpintero, Eugenia Barrionuevo, Florencia Ruiz, Alicia Molinari, Mónica Serppe, Ricardo Hernández, Jorge Bruera.

## Introducción

En los últimos años, la conceptualización categorial de los trastornos psicológicos que orientó la evaluación y diagnóstico clínico durante décadas ha recibido fuertes críticas dentro de la comunidad científica (Esbec & Echeburúa, 2011; Trull & Durrett, 2005). Entre las principales críticas que se han hecho al modelo categorial, se pueden mencionar: (1) la comorbilidad frecuente entre diferentes trastornos psicológicos, que contrasta con la visión de la psicopatología como entidades discretas, por lo que se dificulta la tarea diagnóstica a partir de los criterios nosológicos específicos y excluyentes para cada trastorno que propone el modelo categorial; y (2) la falta de límites claros y definidos entre la normalidad y la patología. Debido a ello, se ha insistido en que un abordaje dimensional de los trastornos psicológicos podría resultar de mayor utilidad al permitir una descripción más precisa de los pacientes y aumentar la validez y fiabilidad de los diagnósticos (Widiger & Trull, 2007).

El reconocimiento creciente sobre la importancia de un acercamiento dimensional a los trastornos mentales se vio reflejado en la propuesta de un modelo dimensional para los trastornos de personalidad (TP), alternativo al modelo categorial, que fue presentado en la tercera sección del DSM-5 (APA, 2013a). Este modelo supone que los TP no poseen límites definidos unos de otros, al tiempo que propone reconceptualizar los TP como alteraciones de la personalidad normal, manteniendo así una continuidad entre lo normal y patológico frente a la distinción categorial de tener o no tener el trastorno. De todos modos, la introducción de este nuevo enfoque no pretende reemplazar a la clasificación categorial, sino conservar el antiguo modelo y agregar una aproximación de tipo dimensional (López-Santín,

Molins-Gálvez, & Litvan-Shaw, 2013), más acorde a la observación clínica y la evidencia científica actual. La propuesta novedosa del DSM-5 reside, entonces, en la introducción de un modelo dimensional mixto o híbrido que busca mantener una continuidad con la práctica clínica actual y, al mismo tiempo, superar las serias deficiencias que presenta la perspectiva categorial de los TP.

De acuerdo con el modelo dimensional, los TP pueden entenderse como expresiones patológicas o desadaptativas de los rasgos de personalidad normales (Krueger, Derringer, Markon, Watson, & Skodol, 2012). Según este modelo, los rasgos patológicos de la personalidad incluyen la afectividad negativa, desapego, antagonismo, desinhibición y psicoticismo, los cuales comprenden, a su vez, diferentes facetas específicas (ver Tabla 1). Conforme a la definición planteada anteriormente, los cinco dominios propuestos por el modelo dimensional se consideran variantes desadaptativas de los rasgos de personalidad incluidos en el Modelo *Big Five*: *responsabilidad vs. desinhibición, extraversión vs. desapego, amabilidad vs. antagonismo, neuroticismo vs. afectividad negativa, y apertura a la experiencia vs. psicoticismo*, aunque en este último la relación es menos clara (Morey, Good, & Hopwood, 2022; Suzuki, Samuel, Pahlen, & Krueger, 2015). Los rasgos se aplican en diferentes grados, es decir, que todas las personas se pueden ubicar en algún punto del espectro dimensional (Sánchez, Montes, & Somerstein, 2020).

Desde su publicación en el DSM-5, el modelo dimensional ha sido utilizado de manera creciente en la investigación y se ha evidenciado su utilidad en el ámbito clínico tanto para el diagnóstico de TP (Bornstein & Natoli, 2019) como en la predicción de diferentes constructos clínicos, incluyendo la ansiedad, la depresión, la somatización y la desregulación emocional, por encima de los rasgos de personalidad del modelo *Big*

*Five* (Fowler et al., 2017). La relevancia de los rasgos del modelo dimensional también ha sido demostrada en otras áreas, en las que se encontraron relaciones significativas entre estos rasgos y una amplia variedad de conductas como la hostilidad y la agresión sexual (Russell & King, 2020), la delincuencia (Hopwood & Sellbom, 2013), la adicción al trabajo (Vergauwe, Wille, De Caluwé, & De Fruyt, 2022), el *bullying* y *cyberbullying* (Romero & Alonso, 2019), el consumo problemático de alcohol (Creswell, Bachrach, Wright, Pinto, & Ansell, 2016) y las conductas agresivas y

de riesgo en la conducción (Beanland, Sellbom, & Johnson, 2014). Por todo esto, es necesario disponer de instrumentos con garantías psicométricas que permitan la evaluación de los rasgos propuestos por el modelo dimensional.

#### *Inventario de Personalidad para el DSM-5*

Para evaluar el modelo dimensional se desarrolló un instrumento específico: el Inventario de Personalidad para el DSM-5 (*Personality*

**Tabla 1**

Dominios y facetas específicas del modelo dimensional de trastornos de personalidad.

Rasgo/ Dominio	Definición	Facetas que incluye
Afectividad negativa	Experiencias frecuentes e intensas de niveles de emociones negativas variadas, por ejemplo, ansiedad, culpa o vergüenza, preocupación e ira.	Inestabilidad emocional, ansiedad, inseguridad de separación, sumisión, hostilidad, depresión, perseverancia y (carencia de) afecto restringido.
Desapego	Evitación de la experiencia socioemocional, que incluye tanto rehuir las interacciones interpersonales (incluida las interacciones diarias casuales, las amistades o las relaciones íntimas) como la experiencia y la expresión afectiva restringida, en particular la capacidad hedónica limitada.	Retiro, evitación de intimidad, anhedonia, depresión, afecto restringido y suspicacia.
Antagonismo	Se caracteriza por conductas que sitúan al individuo en conflicto con otras personas, como un sentido exagerado de la propia importancia y la consiguiente expectativa de merecer un trato especial, así como antipatía insensible hacia los otros, que abarca tanto una falta de conciencia de las necesidades y sentimientos de los demás, como la predisposición a utilizar a otras personas en beneficio propio.	Manipulación, falsedad, grandiosidad, búsqueda de atención, insensibilidad y hostilidad.
Desinhibición	Orientación hacia la satisfacción inmediata que conlleva a la realización de comportamientos impulsivos producidos por pensamientos, sentimientos y estímulos actuales externos, sin tener en cuenta aprendizajes del pasado o la consideración de futuras consecuencias.	Irresponsabilidad, impulsividad, distractibilidad, asunción de riesgos y (ausencia de) perfeccionismo rígido.
Psicoticismo	Se caracteriza por una amplia gama de conductas y cogniciones incongruentes y extrañas, excéntricas o inusuales culturalmente, que incluyen tanto el proceso (e.g., la percepción, la disociación), como el contenido (e.g., creencias).	Creencias y experiencias inusuales, excentricidad y desregulación cognitiva y perceptual.

*Inventory for DSM-5* [PID-5]; APA, 2013b; Krueger et al., 2012). Su versión original está compuesta por 220 ítems que permiten evaluar todas las facetas y los rasgos propuestos en el modelo. Asimismo, existe una versión reducida de 100 ítems (Maples et al., 2015) y otra de 25 ítems (*Personality Inventory for DSM–Brief Form* [PID-5-BF]; APA, 2013b) que, a diferencia de las versiones más largas, evalúa únicamente los rasgos. Las tres formas del PID-5 muestran una estructura factorial replicable y consistente, buenos índices de consistencia interna y fiabilidad temporal, validez concurrente y convergente con distintas medidas de personalidad normal y patológica, capacidad para discriminar entre población clínica y no clínica, y entre personas con y sin diagnóstico de TP. Además, se observan correlaciones elevadas entre las diferentes versiones del PID-5 y un patrón de correlación similar entre estas y diferentes criterios externos (Anderson, Sellbom, & Salekin, 2018; Bach, Maples-Keller, Bo, & Simonsen, 2016; Maples et al., 2015; Pires, Sousa-Ferreira, Guedes, Gonçalves, & Henriques-Calado, 2018).

El PID-5 ha sido traducido y adaptado en diferentes países, incluidos Francia, Alemania, España, Bélgica, Dinamarca, Arabia Saudita, Italia, Portugal, Brasil y Colombia. En todos los casos, se observan buenas propiedades del instrumento, tanto en población general como clínica (para una revisión, véase Al-Dajani, Gralnick, & Bagby, 2016; Zimmermann, Kerber, Rek, Hopwood, & Krueger, 2019). En Argentina, Sánchez et al. (2020) evaluaron el PID-5-BF en una muestra de adultos y obtuvieron mediante análisis factorial exploratorio cinco factores coherentes con la escala original. En general, los factores resultantes presentaron niveles aceptables de consistencia interna (alfa de Cronbach entre .67 y .77) y se asociaron de manera significativa y en la dirección esperada con una medida de perso-

nalidad basada en el modelo de los cinco grandes rasgos. Estos resultados proporcionan evidencias de validez y confiabilidad para el PID-5-BF en el contexto argentino. No obstante, la muestra utilizada estuvo representada predominantemente por mujeres (69%) y de nivel educativo alto (54%), lo que podría limitar la generalización de los resultados. Además, es necesario proporcionar evidencia complementaria de la estructura interna de la escala mediante métodos analíticos más potentes (e.g., análisis factorial confirmatorio), que permitan evaluar la calidad del modelo de medida con más información, como la independencia de los errores y la información que proporcionan los índices de ajuste. Por otra parte, se han estudiado diferencias por sexo y edad en las puntuaciones del PID-5 (e.g., Fossati, Somma, Borroni, Markon, & Krueger, 2017; Russell, Pocknell, & King, 2017; Sánchez et al., 2020). Sin embargo, a nivel internacional son muy pocos los estudios que han llevado a cabo análisis de invarianza de medición para sustentar sus hallazgos. En cuanto al sexo, cabe destacar los trabajos de De Clerq et al. (2014) y Fossati et al. (2017) que confirmaron la equivalencia de la versión original (220 ítems) y la versión breve (25 ítems) del PID-5, respectivamente, aunque estos estudios se basaron en muestras de adolescentes. En relación con la edad, hemos encontrado un solo estudio (Debast, Rossi, & Van Alphen, 2018) que analizó la invalidez del PID-5-BF en jóvenes y adultos, en el cual no se corroboró la invarianza entre los grupos. Es importante mencionar también que, en la muestra de adultos, el rango de edad fue limitado (61 años en adelante). Por todo esto, es necesario continuar desarrollando investigaciones que examinen las propiedades psicométricas del PID-5. Considerando lo expuesto, los objetivos del presente estudio fueron: (1) aportar nueva evidencia sobre la estructura factorial del PID-5-BF en Argentina, a través de un enfoque confirmatorio

basado en modelos de ecuaciones estructurales exploratorio (ESEM); (2) examinar la invarianza de medición considerando el sexo y la edad; y (3) analizar la confiabilidad de las puntuaciones observadas y las variables latentes.

## Método

### *Participantes*

Se utilizó una muestra no probabilística compuesta por 908 sujetos pertenecientes a la población general de Argentina. Los requisitos para participar fueron: (a) ser mayor de 18 años y (b) vivir en Argentina. La edad de los participantes osciló entre los 18 y 78 años ( $M = 36.21$ ,  $DE = 13.02$ ). El 51.9% eran hombres y el 48.1% mujeres. En relación con el nivel de educación, el 0.8% de los que respondieron contaba con estudios primarios completos, el 23.2% había alcanzado un nivel de educación secundario, el 25.4% nivel terciario, el 28.8% se encontraba cursando una carrera universitaria al momento de la administración, el 15.6% poseía nivel universitario completo, mientras que el 6.2% tenía o se encontraba realizando estudios de posgrado. Con respecto a la situación laboral, el 27.9% trabajaba en su lugar de trabajo habitual, el 19.8% trabajaba desde su casa con un sistema de horarios flexibles, el 13.6% trabajaba en su casa pero con un esquema de horarios fijos, mientras que el 38.7% se encontraba temporalmente inactivo o había quedado desempleado como consecuencia de las medidas de restricción estricta y obligatoria frente al COVID-19.

### *Instrumentos*

***Inventario de Personalidad para el DSM-5 forma abreviada (PID-5-BF)***. Se utilizó la versión

adaptada a la Argentina del PID-5-BF (Sánchez et al., 2020). Dicha versión cuenta con un total de 31 ítems, 6 más que la escala original, que evalúan los cinco dominios de personalidad del modelo dimensional alternativo del DSM-5: *antagonismo* (4 ítems), *desinhibición* (6 ítems), *desapego* (6 ítems), *afectividad negativa* (9 ítems) y *psicoticismo* (6 ítems). Los ítems adicionales fueron incluidos para cubrir más facetas que el PID-5-BF original. Con la inclusión de estos ítems, 24 de las 25 facetas se encuentran representadas en los reactivos de la escala. Se excluyó la faceta ausencia de perfeccionismo rígido, dado que ha sido una de las más cuestionadas. En este sentido, la ausencia de perfeccionismo rígido no es necesariamente patológica y su presencia puede considerarse una característica típica en ciertos grupos de edad (e.g., adolescentes; De Clercq et al., 2014). La escala comprende 5 opciones de respuesta, desde 1 (*No me describe en absoluto*) hasta 5 (*Me describe tal como soy*). Estas opciones difieren tanto en el número (5 en lugar de 4) como en las etiquetas utilizadas en la escala original (que eran del tipo *Muy falso o a menudo falso, A veces o un poco falso*, etc.) y fueron modificadas para adecuarlas al contexto local, teniendo en cuenta las sugerencias de expertos en el área y la prueba piloto del instrumento.

***Cuestionario de datos sociodemográficos***. Se utilizó un cuestionario elaborado ad hoc para obtener información relativa al sexo, edad, residencia, nivel de estudios y situación laboral de los participantes al momento del estudio.

### *Procedimiento*

La recolección de los datos se realizó mediante una encuesta en línea diseñada a tal efecto, utilizando la plataforma abierta *Google Form*. El



enlace fue distribuido por correo electrónico y a través de diferentes redes sociales por los autores de la investigación. Los sujetos fueron invitados a participar de un estudio más amplio sobre los hábitos y conductas relacionadas con la conducción, en donde se incluyó el PID-5-BF como parte del protocolo. Los datos se recolectaron durante el mes de septiembre del 2020, período en el que se encontraban vigentes las medidas de distanciamiento social y de restricción de circulación debido al avance del COVID-19. El estudio se llevó a cabo siguiendo los principios establecidos en la Declaración de Helsinki y sus modificaciones posteriores (Manzini, 2000) y los lineamientos para el comportamiento ético en las Ciencias Sociales y Humanas elaborados por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) de Argentina (Res. D N° 2857/06). En este sentido, la participación fue voluntaria y se obtuvo el consentimiento informado de todos los participantes para lo cual se incluyó, antes de los cuestionarios, una hoja en la que se detallan las características y objetivos de la investigación, la confidencialidad y anonimato de las respuestas y el derecho a retirarse del estudio en cualquier momento si así lo deseara, cualquiera fuese el motivo. Asimismo, se facilitó la dirección de correo electrónico del investigador principal (primer autor) con el fin de solicitar información adicional o aclaración sobre cualquier aspecto relacionado con la investigación. Cabe destacar que no se ofreció ningún tipo de incentivo o compensación para responder a los cuestionarios.

### *Análisis de datos*

Los datos fueron analizados mediante el programa Mplus versión 6.12. El análisis factorial confirmatorio (AFC) representa el enfoque más utilizado para evaluar el ajuste de un modelo

hipotético que incluye relaciones entre factores latentes y variables observables. Sin embargo, la evaluación de instrumentos de personalidad mediante AFC ha demostrado consistentemente niveles de ajuste deficientes (Marsh et al., 2010). Una posible explicación de estos resultados es que en el AFC se asume que los ítems representan medidas puras de un factor, lo que en la práctica conlleva la especificación de que las cargas cruzadas son exactamente cero (Marsh, Morin, Parker, & Kaur, 2014). Sin embargo, este supuesto resulta poco realista en la mayoría de las medidas psicológicas debido a la presencia de cargas cruzadas en otros factores, sobre todo en escalas que evalúan constructos psicológicos complejos compuestos por varias dimensiones relacionadas, como la personalidad (Hopwood & Donnellan, 2010). En estos casos, fijar las cargas cruzadas a cero conlleva errores de especificación (infra-parametrización) con el consecuente deterioro del ajuste del modelo, lo que puede llevar en muchos casos a rechazar el modelo por inadecuado, cuando tales resultados se explicarían más por las limitaciones del enfoque analítico utilizado que por las fallas internas del modelo. En los últimos años se han desarrollado alternativas más flexibles al AFC, como los modelos de ecuaciones estructurales exploratorios (ESEM; Asparouhov & Muthén, 2009) que integran las ventajas propias del AFC (e.g., estimación de índices de ajuste para la valoración del modelo, posibilidad de realizar análisis de invarianza multigrupo, etc.) con la flexibilidad del AFE al estimar las cargas cruzadas. Además, el uso de rotaciones *target* (Browne, 2001) permite imponer una estructura definida al modelo, lo que permite utilizar el ESEM con una finalidad estrictamente confirmatoria. Diversos estudios muestran la superioridad del ESEM frente al AFC en la evaluación de modelos de medida que involucran instrumentos de personalidad (e.g., mejores índices de ajuste, mayor grado de dife-

renciación entre los factores; Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018; Gomes & Gjikuria, 2017). En el campo del PID-5, existen también estudios que han demostrado la pertinencia y la utilidad de ESEM (Aboul-ata & Qonsua, 2021; Bach, Sellbom, & Simonsen, 2018). Por este motivo, en el presente estudio se analizó la estructura interna e invarianza factorial del PID-5-BF mediante ESEM. Se utilizó el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados robusto (WLSMV) y matrices policóricas por ser un método más apropiado para el análisis de variables ordinales (Li, 2016). Se aplicó una rotación *target* oblicua ( $\epsilon = .05$ ; Asparouhov & Muthén, 2009) partiendo de una matriz diana en la que las cargas de los ítems en los factores latentes que teóricamente miden se estimaron libremente, mientras que en los demás factores las cargas cruzadas se especificaron como cercanas a cero ( $\sim 0$ ). De acuerdo con la evidencia previa, solo se evaluó el modelo de cinco factores oblicuos correspondientes con los cinco dominios del PID-5-BF. Para evaluar el ajuste del modelo, se consideraron diferentes índices de ajuste: el estadístico chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), el índice de Tucker-Lewis (TLI), el índice de ajuste comparativo (CFI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y los intervalos de confianza (IC) respectivos al 90% y la ponderada media cuadrática residual (WRMR). Los valores  $\geq .95$  en CFI y TLI indican un ajuste óptimo y los valores  $\geq .90$  representan un ajuste aceptable (Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1998). Para el RMSEA los valores  $\leq .05$  se consideran óptimos y  $\geq .08$  aceptables, mientras que para WRMR se esperan valores  $\leq 1.00$  (DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018). Posteriormente, se realizó un análisis de invarianza siguiendo el procedimiento recomendado en la literatura (Putnick & Bornstein, 2016; Rojas, Rojas, & Brizuela, 2018). De este modo, se examinó en primer lugar la invarianza configural (el ajuste del modelo en

ambas muestras sin añadir ninguna restricción), luego la invarianza métrica (invarianza de las cargas factoriales,  $\lambda$ ) y, por último, la invarianza fuerte (invarianza de los thresholds,  $\tau$ ) utilizando un enfoque progresivo. Es decir, en cada modelo se añadieron sucesivamente las restricciones impuestas a los parámetros del modelo anterior. Es necesario mencionar que no se evaluó la igualdad entre los residuales (invarianza estricta) ya que, a los fines de garantizar comparaciones válidas entre grupos en los puntajes factoriales, un nivel de invarianza fuerte es suficiente (Dimitrov, 2010). Por lo tanto, la evaluación de la invarianza estricta no fue objetivo del presente estudio. Para valorar la invarianza entre los distintos modelos se tuvieron en cuenta los criterios propuestos por Chen (2007), según los cuales se asume que el modelo es invariante cuando los cambios en el CFI ( $\Delta CFI$ ) y RMSEA ( $\Delta RMSEA$ ) no son superiores a  $-.01$  y  $.015$ , respectivamente. Además, se consideró  $\Delta TLI \geq 0$  para concluir en favor de la invarianza del modelo (Marsh et al., 2010). En todos los casos, además de los índices de ajuste, se realizó una evaluación detallada de todos los parámetros del modelo considerando su plausibilidad estadística y adecuación teórica (Morin, Arens, & Marsh, 2016). Por último, se examinó la confiabilidad de las puntuaciones mediante el coeficiente alfa ordinal y la confiabilidad de constructo mediante el coeficiente H, esperando valores  $\geq .70$  (Dominguez-Lara, 2016).

## Resultados

### *Evidencias de estructura interna e invarianza factorial del PID-5-BF*

Los resultados indican que el modelo de 5 factores presenta índices de ajuste aceptables (TLI) y óptimos (CFI, RMSEA, WRMR). Los índices de ajuste se presentan en la Tabla 2. Sin

embargo, un examen detallado indica que 5 ítems, pertenecientes a *desapego* (*Disfruto estar enamorado*; ítem invertido), *afectividad negativa* (*Siento que nada de lo que hago es importante*; *Suelo hacer lo que los demás quieren que haga*), *psicoticismo* (*A veces, mis pensamientos o ideas no tienen sentido para los demás*) y *desinhibición* (*Los demás me ven como una persona muy responsable*; ítem invertido) mostraron cargas superiores a .30 en más de un factor, por lo que fueron descartados al ser difícil su interpretación. Además, el ítem *Me empecino en hacer las cosas de una manera, aun cuando es claro que no va a funcionar*, que corresponde originalmente al factor afectividad negativa, presentó una carga débil en este factor pero fuerte en el factor desinhibición. Dado que el ítem refleja la incapacidad de una persona para actuar de modo reflexivo teniendo en cuenta la experiencia y aprendizajes previos, su contenido es más coherente con la definición del factor desinhibición, por lo que se decidió reasignar el ítem

a este último, teniendo en cuenta, además, que su inclusión no disminuye los niveles de consistencia interna. Al especificar un nuevo modelo en el que se eliminan los cinco ítems complejos y se reasigna un ítem a otro factor, se observaron índices de ajuste óptimos y ligeramente superiores al modelo original. El modelo final se presenta en la Tabla 3. Cabe destacar que todos los coeficientes de regresión estandarizados entre los ítems y sus respectivos factores latentes fueron estadísticamente significativos (al menos  $p < .01$ ). Todos los factores del PID-5-BF presentaron correlaciones positivas entre sí y de magnitud moderada y fuerte, excepto entre *afectividad negativa* y *desapego*, y *afectividad negativa* y *antagonismo* (Tabla 4). Finalmente, se comprobó la invarianza configural, métrica y fuerte del modelo tanto entre hombres y mujeres, como entre jóvenes y adultos, al observarse que las variaciones en los índices de ajuste ( $\Delta CFI$ ,  $\Delta TLI$  y  $\Delta RMSEA$ ) se encuentran dentro de los criterios recomendados (véase Tabla 2).

**Tabla 2**

Índices de ajuste para el modelo ESEM de 5 factores del PID-5-BF e invarianza de medición según sexo y edad.

	$\chi^2$	<i>gl</i>	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)	WRMR	$\Delta CFI$	$\Delta TLI$	$\Delta RMSEA$
Muestra total									
PID-5-BF- Modelo original (31 ítems)	869.28***	320	.956	.936	.043 (.040, .046)	0.96			
PID-5-BF- Modelo reespecificado (26 ítems)	526.49***	205	.97	.952	.042 (.038, .046)	0.83			
Sexo									
Hombres (n = 471)	391.44***	205	.965	.944	.044 (.037, .051)	0.729			
Mujeres (n = 428)	387.93***	205	.962	.940	.046 (.039, .053)	0.734			
Invarianza configural	779.04***	410	.964	.942	.045 (.040, .050)	0.834			
Invarianza métrica	857.92***	515	.966	.957	.038 (.034, .043)	0.891	.002	.015	-.007
Invarianza fuerte	1014.90***	614	.961	.958	.038 (.034, .042)	1.01	-.005	.001	0
Edad									
Jóvenes (n = 510)	410.90***	205	.961	.938	.044 (.038, .050)	0.735			
Adultos (n = 397)	401.42***	205	.962	.94	.049 (.042, .056)	0.750			
Invarianza configural	811.35***	410	.962	.939	.046 (.042, .051)	0.817			
Invarianza métrica	817.55***	515	.971	.963	.036 (.031, .041)	0.924	.009	.024	-.01
Invarianza fuerte	978.37***	614	.965	.963	.036 (.032, .040)	0.983	-.006	0	0

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



**Tabla 3**

Solución factorial estandarizada para el modelo ESEM de 5 factores y 26 ítems.

PID-5-BF Ítems	DESAP	AFEC NEG	PSICOT	ANTAG	DESINH
No estoy muy interesado en hacer amigos.	<b>.66</b>	.18	-.01	.03	.03
Casi nunca me entusiasmo mucho con algo.	<b>.40</b>	.01	.07	-.06	.20
Evito las relaciones románticas.	<b>.39</b>	-.05	.05	.22	.03
Por lo general, muestro mis sentimientos a los demás (i).	<b>-.54</b>	.32	.10	.13	.08
No me gusta estar demasiado cerca de la gente.	<b>.56</b>	.22	.05	.100	.01
Me preocupo por casi todo.	.08	<b>.70</b>	.01	.06	-.24
Me emociono fácilmente, incluso por pequeñas cosas.	-.25	<b>.58</b>	.02	.02	.13
Soy una persona muy ansiosa.	.09	<b>.60</b>	-.10	.07	.16
Temo estar solo en la vida más que a cualquier otra cosa.	-.07	<b>.38</b>	.26	.01	.01
Me enojo fácilmente por todo tipo de cosas.	.19	<b>.44</b>	-.01	.01	.33
Creo que otros se aprovecharán de mí si pudieran.	.16	<b>.40</b>	.26	-.01	-.01
Con frecuencia, me quedo “en blanco” y de repente me doy cuenta de que ha pasado mucho tiempo.	.10	.13	<b>.49</b>	-.06	.15
A veces he visto cosas que en realidad no estaban ahí.	-.08	-.01	<b>.74</b>	-.01	-.04
Tengo pensamientos que tienen sentido para mí, pero resultan extraños para otros.	.06	.19	<b>.47</b>	.09	.04
Las cosas que están a mi alrededor a veces me parecen irreales.	.05	-.12	<b>.78</b>	.09	-.01
En ocasiones no llego a diferenciar si algo lo viví, lo soñé o lo imaginé.	-.08	.07	<b>.44</b>	.02	.19
Me gusta llamar la atención.	-.07	.06	.05	<b>.46</b>	.14
Tengo facilidad para aprovecharme de los demás.	.12	-.06	.04	<b>.93</b>	-.10
Puedo utilizar a la gente para conseguir lo que quiero.	.04	-.10	.05	<b>.75</b>	.09
Puedo ser encantador cuando quiero lograr algo.	-.12	.21	-.07	<b>.46</b>	.12
La gente me describiría como imprudente.	.11	-.19	.14	.16	<b>.32</b>
Siento que actúo totalmente por impulso.	.05	.19	.04	-.02	<b>.56</b>
Me empecino en hacer las cosas de una manera, aun cuando es claro que no va a funcionar.	.16	.10	.19	-.05	<b>.43</b>
Aun sabiendo lo que es mejor, no puedo dejar de tomar decisiones precipitadas.	.01	.05	.16	-.05	<b>.63</b>
A veces hago promesas que sé que no voy a poder cumplir.	.01	-.09	-.05	.19	<b>.55</b>
Me gusta hacer las cosas rápido, aunque queden errores o detalles por resolver.	-.04	-.01	-.07	.15	<b>.58</b>

**Nota.** DESAP: desapego; AFEC NEG: afectividad negativa; PSICOT: psicoticismo; ANTAG: antagonismo; DESINH: desinhibición. (i) ítem invertido. Las cargas superiores a .30 aparecen en negrita.

**Tabla 4**  
Correlaciones entre los factores del PID-5-BF.

	1	2	3	4	5
1. Desapego		.07**	.37***	.34***	.28***
2. Afectividad Negativa			.43***	.22***	.47***
3. Psicoticismo				.38***	.51***
4. Antagonismo					.47***
5. Desinhibición					

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

### Evidencias de confiabilidad

En cuanto a la consistencia interna ( $\alpha$  ordinal) se obtuvieron valores aceptables para *psicoticismo* (.72) y *antagonismo* (.73), cercanos a los valores recomendados para *afectividad negativa* (.68), y algo más bajo para *desapego* (.64) y *desinhibición* (.67). Por otra parte, el coeficiente H para cada factor fue el siguiente: *desapego* = .67, *afectividad negativa* = .71, *psicoticismo* = .78, *antagonismo* = .89, y *desinhibición* = .70, lo cual indica buena confiabilidad del constructo para cuatro de los cinco factores de la escala. Un aspecto a considerar es que la eliminación del ítem *La gente me describiría como imprudente*, correspondiente a *desinhibición*, conlleva a una mejora tanto del coeficiente  $\alpha$  ordinal como del coeficiente H ( $> .70$ ) en dicho factor. Sin embargo, se decidió mantenerlo a fin de no omitir la evaluación de facetas que corresponden a ese factor.

### Discusión

El objetivo de este trabajo fue aportar nueva evidencia de validez y confiabilidad de una versión del PID-5-BF adaptada al contexto argentino. Los resultados indican que un modelo compuesto por cinco factores, representados por *desinhibición*, *antagonismo*, *desapego*, *afectividad negati-*

*va* y *psicoticismo*, presenta un ajuste excelente a los datos. Estos resultados coinciden con los del estudio original (APA, 2013b) y las adaptaciones posteriores (e.g., Anderson et al., 2018; Bach et al., 2016; Sánchez et al., 2020), lo que indica que el PID-5-BF posee una estructura factorial robusta. Además, se comprobó que dicho modelo resulta invariante en hombres y mujeres, y en jóvenes y adultos. Este resultado ratifica la equivalencia del PID-5-BF, según el sexo, observada en algunas investigaciones previas (De Clerq et al., 2014; Fossati et al., 2017), pero contradice los resultados de otros estudios en los que no se comprobó la invarianza según la edad (Debast et al., 2018). Desde el punto de vista práctico, estos hallazgos sustentan el uso del PID-5-BF para realizar comparaciones válidas entre subgrupos definidos por el sexo y la edad.

Es importante aclarar que cinco ítems de la escala fueron eliminados ya que presentaron un funcionamiento defectuoso. Una consecuencia de ello es que posiblemente algunas de las facetas del modelo no hayan quedado representadas en el instrumento, o bien, que aparezcan sub-representadas, lo que afecta así la validez de contenido. Por lo tanto, sería conveniente volver a evaluar el funcionamiento de los ítems eliminados antes de descartarlos definitivamente. Considerando que algunos de estos ítems son invertidos y teniendo en cuenta los problemas asociados al uso de ítems

invertidos documentados en la literatura (e.g., bajas saturaciones factoriales, disminución de la consistencia interna, generación de factores adicionales espurios; Navarro-González, Lorenzo-Seva, & Vigil-Colet, 2016; Tomás, Galiana, Hontangas, Oliver, & Sancho, 2013), sería valioso reformular los ítems en sentido directo y examinar su funcionamiento.

Por otro lado, los coeficientes de confiabilidad hallados, tanto de las puntuaciones como de constructo, fueron aceptables ( $\geq .70$ ) para *antagonismo*, *afectividad negativa* y *psicoticismo*, y un poco más bajos para *desapego* y *desinhibición*. En general, los índices de consistencia interna fueron inferiores a los informados en el estudio original (APA, 2013b), pero similares a los observados en otros estudios (Anderson et al., 2018; Debast et al., 2018; Fossati et al., 2017; Pires et al., 2018). Al respecto, como ya se indicó, podrían reformularse los ítems invertidos, particularmente del factor *desapego*, dado el impacto negativo de estos ítems sobre la consistencia interna. En cuanto al factor *desinhibición*, la eliminación del ítem *La gente me describiría como imprudente*, supondría una mejora en los coeficientes de confiabilidad, aunque también afectaría la validez de contenido de ese factor. Por este motivo, se decidió retenerlo aunque en futuras investigaciones se podrían agregar ítems nuevos que evalúen la misma faceta, y examinar su impacto sobre la fiabilidad del factor.

Por último, se hallaron correlaciones moderadas y fuertes entre los factores del PID-5-BF, excepto entre *afectividad negativa* y *desapego*, por un lado, y *afectividad negativa* y *antagonismo*, por el otro. Estos resultados indican que las dimensiones del modelo no son totalmente independientes, en consonancia con otros estudios (Gutiérrez et al., 2017; Krueger et al., 2012). De hecho, se ha señalado que las relaciones entre los factores del PID-5 podrían sugerir la existencia

de un factor general de psicopatología, también llamado “factor p” (Caspi et al., 2014; Montes & Sánchez, 2019) que manifestaría una propensión general a la psicopatología, mientras que los factores específicos (dominios del PID-5) podrían reflejar la forma en que esa disfunción se expresa.

Si bien los resultados obtenidos son en general satisfactorios, es importante destacar algunas limitaciones. En concreto, la recolección de datos se hizo a través de una encuesta en línea, por lo que los resultados podrían verse afectados por la presencia de sesgos de autoselección (Bethlehem, 2010). Aunque estudios recientes utilizando el PID-5 (Miller, Crowe, Weiss, Maples-Keller, & Lynam, 2017) indican que los resultados (estructura factorial, consistencia interna, diferencias de medias) son similares cuando los datos se obtienen a través de plataformas *online* y de otras fuentes, sería conveniente replicar la investigación utilizando métodos alternativos de recolección de datos. Por otro lado, el presente estudio se limitó a la evaluación de la estructura interna del PID-5-BF, por lo que no fueron consideradas otras fuentes de evidencias de validez, como su relación con otras variables. En consecuencia, sería valioso examinar otras propiedades psicométricas, como la validez concurrente, convergente y discriminante de las puntuaciones del PID-5-BF, o el potencial sesgo de deseabilidad social en las respuestas, de cara a obtener evidencia más concluyente sobre sus cualidades psicométricas. A pesar de estas limitaciones, los resultados del presente estudio proveen evidencia adicional de validez y confiabilidad para los puntajes del PID-5-BF en la población Argentina. Se espera que este instrumento pueda contribuir, a nivel local, en el estudio de los rasgos patológicos de personalidad y sus implicaciones o correlatos psicológicos, emocionales y conductuales en diferentes áreas, no solo la clínica. Por otra parte, al contar con una versión validada del PID-5-BF en idioma es-

pañol pero adaptado a las expresiones idiomáticas y particularismos del contexto latinoamericano, este estudio podría servir de punto de partida para futuras investigaciones que busquen examinar las propiedades psicométricas del PID-5-BF en los países de la región, donde la investigación en torno a los rasgos del PID-5 es escasa y reciente.

## Referencias

- Aboul-ata, M., & Qonsua, F. (2021). Validity, reliability and hierarchical structure of the PID-5 among Egyptian college students: Using exploratory structural equation modelling. *Personality and Mental Health, 15*(2), 100-112. doi: [10.1002/pmh.1497](https://doi.org/10.1002/pmh.1497)
- Al-Dajani, N., Gralnick, T. M., & Bagby, R. M. (2016). A psychometric review of the Personality Inventory for DSM-5 (PID-5): Current status and future directions. *Journal of Personality Assessment, 98*(1), 62-81. doi: [10.1080/00223891.2015.1107572](https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1107572)
- American Psychiatric Association. (2013a). *DSM-5. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*. Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association. (2013b). *The Personality Inventory for DSM-5 (PID-5)*. Washington, DC: Author.
- Anderson, J. L., Sellbom, M., & Salekin, R. T. (2018). Utility of the Personality Inventory for DSM-5-Brief Form (PID-5-BF) in the measurement of maladaptive personality and psychopathology. *Assessment, 25*(5), 596-607. doi: [10.1177/1073191116676889](https://doi.org/10.1177/1073191116676889)
- Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling, 16*(3), 397-438. doi: [10.1080/10705510903008204](https://doi.org/10.1080/10705510903008204)
- Bach, B., Maples-Keller, J. L., Bo, S., & Simonsen, E. (2016). The alternative DSM-5 personality disorder traits criterion: A comparative examination of three self-report forms in a Danish population. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 7*(2), 124-135. doi: [10.1037/per0000162](https://doi.org/10.1037/per0000162)
- Bach, B., Sellbom, M., & Simonsen, E. (2018). Personality Inventory for DSM-5 (PID-5) in clinical versus nonclinical individuals: Generalizability of psychometric features. *Assessment, 25*(7), 815-825. doi: [10.1177/1073191117709070](https://doi.org/10.1177/1073191117709070)
- Beanland, V., Sellbom, M., & Johnson, A. K. (2014). Personality domains and traits that predict self-reported aberrant driving behaviours in a southeastern US university sample. *Accident Analysis & Prevention, 72*, 184-192. doi: [10.1016/j.aap.2014.06.023](https://doi.org/10.1016/j.aap.2014.06.023)
- Bethlehem, J. (2010). Selection bias in web surveys. *International Statistical Review, 78*(2), 161-188. doi: [10.1111/j.1751-5823.2010.00112.x](https://doi.org/10.1111/j.1751-5823.2010.00112.x)
- Bornstein, R. F., & Natoli, A. P. (2019). Clinical utility of categorical and dimensional perspectives on personality pathology: A meta-analytic review. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 10*(6), 479-490. doi: [10.1037/per0000365](https://doi.org/10.1037/per0000365)
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research, 36*(1), 111-150. doi: [10.1207/S15327906MBR3601\\_05](https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3601_05)
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. Bollen & J. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Caspi, A., Houts, R. M., Belsky, D. W., Goldman-Mellor, S. J., Harrington, H. L., Israel, S., ... & Moffitt, T. E. (2014). The *p* factor: One general psychopathology factor in the structure of psychiatric disorders? *Clinical Psychological Science, 2*(2), 119-137. doi: [10.1177/2167702613497473](https://doi.org/10.1177/2167702613497473)
- 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. doi: [10.1080/10705510701301834](https://doi.org/10.1080/10705510701301834)
- Creswell, K. G., Bachrach, R. L., Wright, A. G. C., Pinto, A., & Ansell, E. (2016). Predicting problematic alcohol use with the DSM-5 alternative models of personality pathology. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 7*(2), 124-135. doi: [10.1037/per0000162](https://doi.org/10.1037/per0000162)

- Theory, Research, and Treatment*, 7(1), 103-111. doi: [10.1037/per0000131](https://doi.org/10.1037/per0000131)
- De Clercq, B., De Fruyt, F., De Bolle, M., Van Hiel, A., Markon, K. E., & Krueger, R. F. (2014). The hierarchical structure and construct validity of the PID-5 trait measure in adolescence. *Journal of Personality*, 82(2), 158-169. doi: [10.1111/jopy.12042](https://doi.org/10.1111/jopy.12042)
- Debast, I., Rossi, G., & Van Alphen, S. P. J. (2018). Age-neutrality of a brief assessment of the section III alternative model for personality disorders in older adults. *Assessment*, 25(3), 310-323. doi: [10.1177/1073191118754706](https://doi.org/10.1177/1073191118754706)
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. doi: [10.1177/0748175610373459](https://doi.org/10.1177/0748175610373459)
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466. doi: [10.1080/10705511.2017.1390394](https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394)
- Dominguez-Lara, S. A. (2016). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el Coeficiente H: Breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia. Avances de la Disciplina*, 10(2), 87-94. doi: [10.21500/19002386.2134](https://doi.org/10.21500/19002386.2134)
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018). Estructura interna del BFI-10P y BFI-15P: Un estudio complementario con enfoque CFA y ESEM. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(3), 22-34. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc/index>
- Esbec, E., & Echeburúa, E. (2011). La reformulación de los trastornos de la personalidad en el DSM-V. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 39(1), 1-11. Recuperado de <https://actaspsiquiatria.es/repositorio/13/69/ESP/13-69-ESP-1-11-587990.pdf>
- Fossati, A., Somma, A., Borroni, S., Markon, K. E., & Krueger, R. F. (2017). The Personality Inventory for DSM-5 Brief Form: Evidence for reliability and construct validity in a sample of community-dwelling Italian adolescents. *Assessment*, 24(5), 615-631. doi: [10.1177/1073191115621793](https://doi.org/10.1177/1073191115621793)
- Fowler, J. C., Patriquin, M. A., Madan, A., Allen, J. G., Frueh, B. C., & Oldham, J. M. (2017). Incremental validity of the PID-5 in relation to the five factor model and traditional polythetic personality criteria of the DSM-5. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 26(2), e1526. doi: [10.1002/mpr.1526](https://doi.org/10.1002/mpr.1526)
- Gomes, C. M. A., & Gjikuria, E. (2017). Comparing the ESEM and CFA approaches to analyze the Big Five factors. *Avaliação Psicológica*, 16(3), 261-267. doi: [10.15689/ap.2017.1603.12118](https://doi.org/10.15689/ap.2017.1603.12118)
- Gutiérrez, F., Aluja, A., Peri, J. M., Calvo, N., Ferrer, M., Baillés, E., ... & Krueger, R. F. (2017). Psychometric properties of the Spanish PID-5 in a clinical and a community sample. *Assessment*, 24(3), 326-336. doi: [10.1177/1073191115606518](https://doi.org/10.1177/1073191115606518)
- Hopwood, C. J., & Donnellan, M. B. (2010). How should the internal structure of personality inventories be evaluated? *Personality and Social Psychology Review*, 14(3), 332-346. doi: [10.1177/1088868310361240](https://doi.org/10.1177/1088868310361240)
- Hopwood, C. J., & Sellbom, M. (2013). Implications of DSM-5 personality traits for forensic psychology. *Psychological Injury and Law*, 6(4), 314-323. doi: [10.1007/s12207-013-9176-5](https://doi.org/10.1007/s12207-013-9176-5)
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. doi: [10.1037/1082-989X.3.4.424](https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424)
- Krueger, R. F., Derringer, J., Markon, K. E., Watson, D., & Skodol, A. E. (2012). Initial construction of a maladaptive personality trait model and inventory for DSM-5. *Psychological Medicine*, 42(9), 1879-1890. doi: [10.1017/S0033291711002674](https://doi.org/10.1017/S0033291711002674)
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. doi: [10.3758/s13428-015-0619-7](https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7)
- López-Santín, J. M., Molins-Gálvez, F., & Litvan-Shaw,



- L. (2013). Trastornos de personalidad en el DSM-5: Una aproximación crítica. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, 33(119), 497-510. doi: [10.4321/S0211-57352013000300003](https://doi.org/10.4321/S0211-57352013000300003)
- Manzini, J. L. (2000). Declaración de Helsinki: Principios éticos para la investigación médica sobre sujetos humanos. *Acta Bioethica*, 6(2), 321-334. doi: [10.4067/S1726-569X2000000200010](https://doi.org/10.4067/S1726-569X2000000200010)
- Maples, J. L., Carter, N. T., Few, L. R., Crego, C., Gore, W. L., Samuel, D. B., Williamson, R. L., ... & Miller, J. D. (2015). Testing whether the DSM-5 personality disorder trait model can be measured with a reduced set of items: An item response theory investigation of the Personality Inventory for DSM-5. *Psychological Assessment*, 27(4), 1195-1210. doi: [10.1037/pas0000120](https://doi.org/10.1037/pas0000120)
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment*, 22(3), 471-491. doi: [10.1037/a0019227](https://doi.org/10.1037/a0019227)
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. doi: [10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700](https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700)
- Miller, J. D., Crowe, M., Weiss, B., Maples-Keller, J. L., & Lynam, D. R. (2017). Using online, crowdsourcing platforms for data collection in personality disorder research: The example of Amazon's Mechanical Turk. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 8(1), 26-34. doi: [10.1037/per0000191](https://doi.org/10.1037/per0000191)
- Montes, S. A., & Sánchez, R. O. (2019). El factor *p*. ¿La estructura subyacente a la psicopatología? *Revista Evaluar*, 19(3), 20-41. doi: [10.35670/1667-4545.v19.n3.26774](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v19.n3.26774)
- Morey, L. C., Good, E. W., & Hopwood, C. J. (2022). Global personality dysfunction and the relationship of pathological and normal trait domains in the DSM-5 alternative model for personality disorders. *Journal of Personality*, 90(1), 34-46. doi: [10.1111/jopy.12560](https://doi.org/10.1111/jopy.12560)
- Morin, A. J. S., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2016). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 116-139. doi: [10.1080/10705511.2014.961800](https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800)
- Navarro-González, D., Lorenzo-Seva, U., & Vigil-Colet, A. (2016). How response bias affects the factorial structure of personality self-reports. *Psicothema*, 28(4), 465-470. doi: [10.7334/psicothema2016.113](https://doi.org/10.7334/psicothema2016.113)
- Pires, R., Sousa-Ferreira, A., Guedes, D., Gonçalves, B., & Henriques-Calado, J. (2018). Estudo das propriedades psicométricas- Formas longa, reduzida e breve da versão portuguesa do Inventário da Personalidade para o DSM-5 (PID-5). *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 47(2), 197-212. doi: [10.21865/RIDEP47.2.14](https://doi.org/10.21865/RIDEP47.2.14)
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. doi: [10.1016/j.dr.2016.06.004](https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004)
- Rojas, L., Rojas, G., & Brizuela, A. (2018). The use of measurement invariance with dichotomous variables as evidence of validity. *Revista Evaluar*, 18(2), 45-58. doi: [10.35670/1667-4545.v18.n2.20807](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n2.20807)
- Romero E., & Alonso, C. (2019). Maladaptive personality traits in adolescence: Behavioural, emotional and motivational correlates of the PID-5-BF scales. *Psicothema*, 31(3), 263-270. doi: [10.7334/psicothema2019.86](https://doi.org/10.7334/psicothema2019.86)
- Russell, T. D., & King, A. R. (2020). Distrustful, conventional, entitled, and dysregulated: PID-5 personality facets predict hostile masculinity and sexual violence in community men. *Journal of Interpersonal Violence*, 35(3-4), 707-730. doi: [10.1177/0886260517689887](https://doi.org/10.1177/0886260517689887)
- Russell, T. D., Pocknell, V., & King, A. R. (2017). Lesbians and bisexual women and men have higher scores on the Personality Inventory for the DSM-5 (PID-

- 5) than heterosexual counterparts. *Personality and Individual Differences*, 110, 119-124. doi: [10.1016/j.paid.2017.01.039](https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.01.039)
- Sánchez, R. O., Montes, S. A., & Somerstein, L. D. (2020). Inventario de Personalidad para el DSM-5: Propiedades psicométricas en población argentina. Estudio preliminar. *Interdisciplinaria*, 37(1), 55-76. doi: [10.16888/interd.2020.37.1.4](https://doi.org/10.16888/interd.2020.37.1.4)
- Suzuki, T., Samuel, D. B., Pahlen, S., & Krueger, R. F. (2015). DSM-5 alternative personality disorder model traits as maladaptive extreme variants of the five-factor model: An item-response theory analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, 124(2), 343-354. doi: [10.1037/abn0000035](https://doi.org/10.1037/abn0000035)
- Tomás, J. M., Galiana, L., Hontangas, P., Oliver, A., & Sancho, P. (2013). Evidencia acumulada sobre los efectos de método asociados a ítems invertidos. *Psicológica*, 34(2), 365-381. Recuperado de <https://www.uv.es/psicologica/articulos2.13/13Tomas.pdf>
- Trull, T. J., & Durrett, C. A. (2005). Categorical and dimensional models of personality disorder. *Annual Review of Clinical Psychology*, 1, 355-380. doi: [10.1146/annurev.clinpsy.1.102803.144009](https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.1.102803.144009)
- Vergauwe, J., Wille, B., De Caluwé, E., & De Fruyt, F. (2022). Passion for work: Relationships with general and maladaptive personality traits and work-related outcomes. *Personality and Individual Differences*, 185, 111306. doi: [10.1016/j.paid.2021.111306](https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111306)
- Widiger, T. A., & Trull, T. J. (2007). Plate tectonics in the classification of personality disorder: Shifting to a dimensional model. *American Psychologist*, 62(2), 71-83. doi: [10.1037/0003-066X.62.2.71](https://doi.org/10.1037/0003-066X.62.2.71)
- Zimmermann, J., Kerber, A., Rek, K., Hopwood, C. J., & Krueger, R. F. (2019). A brief but comprehensive review of research on the alternative DSM-5 model for personality disorders. *Current Psychiatry Reports*, 21, 92. doi: [10.1007/s11920-019-1079-z](https://doi.org/10.1007/s11920-019-1079-z)
- Winter, T., Riordan, B. C., Pakpour, A. H., Griffiths, M. D., Mason, A., Poulgrain, J. W., & Scarf, D. (2020). Evaluation of the English version of the Fear of COVID-19 Scale and its relationship with behavior change and political Beliefs. *International Journal of Mental Health and Addiction*. [Advance online publication]. doi: [10.1007/s11469-020-00342-9](https://doi.org/10.1007/s11469-020-00342-9)