

Aplicación de un Modelo Exploratorio de Ecuaciones Estructurales para la Evaluación de la “Children and Adolescents Interpersonal Survey” (CAIS)

Application of an Exploratory Structural Equation Model for the Evaluation of the Children and Adolescents Interpersonal Survey (CAIS)

Malenka Areas *¹, Candela García-Domench², Agustin Freiberg-Hoffmann¹,
Andrés Roussos³, Juan Martín Gómez-Penedo¹

1 - Universidad de Buenos Aires y CONICET, Buenos Aires, Argentina.

2 - Universidad Nacional de La Plata, Argentina.

3 - Universidad Nacional del Comahue y CONICET, Argentina.

Recibido: 30/11/2023 Revisado: 01/01/2024 Aceptado: 21/01/2024

Introducción
Métodos
Resultados
Discusión
Referencias

Resumen

La personalidad es un constructo complejo que puede entenderse desde diversos modelos. Uno de los modelos que ha ganado importancia para su interpretación es el modelo interpersonal circunplejo (IPC). La Children and Adolescents Interpersonal Survey (CAIS, por sus siglas en inglés) es un instrumento específicamente desarrollado para el estudio de dicho modelo en niños y adolescentes. Este estudio tiene como objetivo examinar las propiedades psicométricas de la CAIS en una muestra argentina de 353 participantes. Se analizó la confiabilidad y validez del instrumento. Los resultados de este estudio indican una adecuada consistencia interna y homogeneidad de los ítems, así como también evidencia de validez de constructo (mediante un modelo exploratorio de ecuaciones estructurales) y concurrente (mediante correlaciones r de Pearson, otra medida de rasgos interpersonales). De esta manera, se establece así a la versión en español de la CAIS como un instrumento confiable y válido para la evaluación de estilos interpersonales en niños y adolescentes de Argentina.

Palabras clave: CAIS, propiedades psicométricas, modelo interpersonal circunplejo, personalidad

Abstract

Personality is a complex construct that can be understood from various models. One of the models that has gained importance for its interpretation is the interpersonal circumplex model (IPC). The Children and Adolescents Interpersonal Survey (CAIS) is an instrument specifically developed for the study of this model in children and adolescents. This study aims to examine the psychometric properties of the CAIS in an Argentinean sample of 353 participants. The reliability and validity of the instrument were analysed. The results of this study indicate adequate internal consistency and item homogeneity, as well as evidence of construct validity (through an exploratory structural equation model) and concurrent validity (through Pearson's r correlations with another measure of interpersonal traits). Thus establishing the Spanish version of the CAIS as a reliable and valid instrument for the assessment of interpersonal styles in children and adolescents in Argentina.

Keywords: CAIS, psychometric properties, interpersonal circumplex model, personality

*Correspondencia a: Malenka Areas. Universidad de Buenos Aires y CONICET. Lavalle 2353, C.P.: C1047AAG, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. malenka.areas@gmail.com.

Cómo citar este artículo: Areas, M., García-Domench, C., Freiberg-Hoffman, A., Roussos, A., & Gómez-Penedo, M., J., (2024): Aplicación de un Modelo Exploratorio de Ecuaciones Estructurales para la Evaluación de la “Children and Adolescents Interpersonal Survey” (CAIS). *Revista Evaluar*, 24(1), 60-75. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Débora Camponetti, Florencia Ruiz, Jorge Bruera.
Los autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Introducción

Desde la década de 1960, las teorías de la personalidad han sido el foco fundamental en estudios de la psicología. Sin embargo, recién a partir de la década del '90 es posible ver una sistematización no solo en las teorías que explican la personalidad, como por ejemplo, la teoría de los cinco factores, sino también un desarrollo asociado de técnicas que dan cuenta de esta forma de entender la personalidad (Lubinski, 2000). A pesar de estos avances, dichas teorías de la personalidad se centraron desde sus inicios en la posición del adulto.

En el caso de la infancia, han sido múltiples los debates que plantean si el niño ya tiene una personalidad conformada o si la misma está en vías de desarrollo hasta que se establezca en la adultez (Shiner & Caspi, 2003). Los estudios de la personalidad a lo largo de la infancia y la adolescencia fueron una consecuencia lógica de los estudios de la personalidad en el adulto. Concretamente estos trabajos brindan la posibilidad de hacer un seguimiento de vida en relación a cómo es el desarrollo de esa personalidad, cómo se relacionan con problemáticas de salud mental, cuáles son las cualidades en común y cuáles obedecen a fenómenos propios de etapas vitales (Shiner & Caspi, 2003).

Como puede suponerse, la personalidad es un constructo complejo, lo que lleva a que existan diversas formas y modelos para su interpretación y entendimiento. Entre los modelos más reconocidos se encuentra el *modelo de los cinco grandes* (John & Srivastava, 1999; McCrae & Costa, 1999), los modelos de 3 factores como el *sistema de tres factores* de Eysenck (1991), el *modelo de estructura de la personalidad* de Tellegen (1985), el *modelo de temperamento* (Cloninger et al., 1993), entre otros.

Otros modelos que han ganado importancia a lo largo de las últimas décadas son los interpersonales. El modelo de mayor predominancia

en este enfoque es el del círculo *interpersonal* de Leary (1957), basado en el trabajo teórico de Sullivan (1953). Este enfoque ha evolucionado hasta convertirse en el modelo *interpersonal circunplejo* (IPC) (Wiggins, 1979, 1982, 1995). El modelo IPC comprende que las conductas interpersonales o estilos interpersonales se pueden ubicar en dos ejes de motivaciones interpersonales: los motivos de agencia y de comunión. Los primeros, se asocian con el poder y la necesidad de la persona de diferenciarse de otros y mostrar dominio en actividades valiosas; por lo tanto, los motivos de agencia se centran en el desempeño individual. Por su parte, los motivos de comunión responden a necesidades de conexión y establecimiento de relaciones íntimas con otros, como así también a la necesidad de formar parte de unidades sociales que trasciendan al individuo (Horowitz, 2004). A su vez, alrededor de estos dos ejes se distribuyen ocho sub-escalas de estilo interpersonal: dominador (PA); competitivo (BC); frío (DE); inhibido socialmente (FG); no asertivo (HI); explotable (JK); auto-sacrificado (LM); e intrusivo (NO) (ver Figura 1).

El modelo IPC ha sido respaldado para el estudio de la personalidad por un gran cuerpo de investigación en adultos, pero el bagaje de información acerca del mismo en niños y adolescentes es significativamente menor (Sodano & Tracey, 2006). Los modelos interpersonales en la niñez -y sobre todo en la adolescencia- pueden ser particularmente interesantes para el campo clínico si consideramos la importancia de los vínculos, el apego en dicha edad y su estrecha relación con los problemas emocionales que surgen en tal etapa (Mónaco et al., 2021). El contar con modelos comunes para el estudio de la personalidad de niños y adultos permite la integración de una gran cantidad de investigaciones sobre rasgos de personalidad (Jensen-Campbell et al., 2002; John & Srivastava, 1999). Al realizar una búsqueda fo-

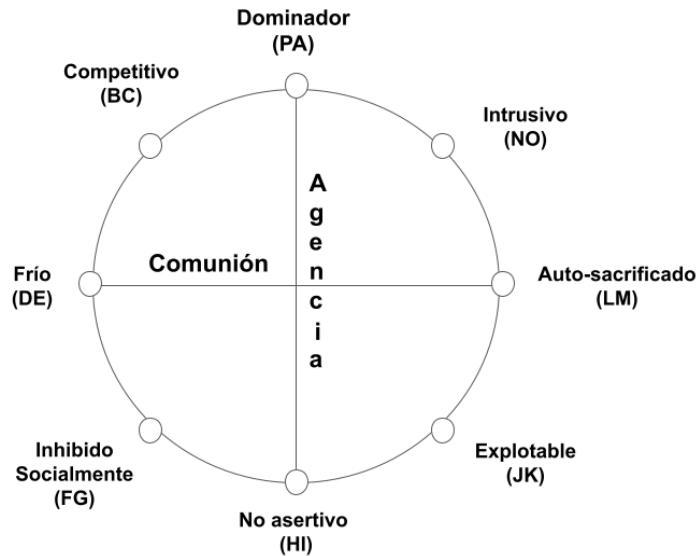


Figura 1. Subescalas y dimensiones del Modelo IPC (Horowitz et al., 2000).

calizada de instrumentos para el estudio de este modelo en niños y adolescentes se encontró que suelen utilizarse herramientas desarrolladas para adultos tales como el inventario de *problemas interpersonales* (Horowitz et al., 2000) o las escalas de *adjetivos interpersonales* (IAS) (Wiggins, 1995). Es por eso que resulta particularmente importante contar con instrumentos para la medida de estos rasgos en niños y adolescentes, ya que el vocabulario de los instrumentos en adultos suele ser más abstracto y complejo (Barbaranelli et al., 2003). Uno de los instrumentos que fue específicamente desarrollado para el estudio del modelo IPC en niños y adolescentes es la *Children and Adolescents Interpersonal Survey* (CAIS) (Sodano & Tracey, 2006).

Children and Adolescents Interpersonal Survey (CAIS)

La CAIS fue desarrollada en Estados Unidos por Sodano y Tracey (2006) con el objetivo de poder contar con un instrumento que explorase y comprendiera el estilo de interacción de niños y adolescentes con otras personas.. La misma se

configuró en base a los dos ejes motivacionales del modelo IPC y sus ocho dimensiones [dominador (PA); competitivo (BC); frío (DE);inhibido socialmente (FG); no asertivo (HI); explotable (JK); auto-sacrificado (LM); e intrusivo (NO)], teniendo en cuenta que los ítems fueran acordes a la edad de la población a la cual se dirige. El instrumento cuenta con 37 ítems redactados en forma de afirmaciones donde los participantes indican qué tan a menudo dichas afirmaciones se aplican a ellos usando un formato de respuesta tipo Likert que comprende desde (1) *nunca* a (5) *siempre*. En su versión original en inglés, la validez de constructo para la CAIS fue apoyada por buenos ajustes al modo de orden circular (Sodano & Tracey, 2006). A su vez, se encontraron fuertes correlaciones entre las *escalas de agradabilidad* (LM), *extraversión* (NO) de la CAIS y las escalas del mismo nombre de una medida abreviada del modelo *de los cinco factores* en niños (Sodano & Tracey, 2006). Así como también se encontraron correlaciones fuertes entre algunas de las subescalas octantes correspondientes de la CAIS y el IAS (Wiggins, 1995) en adultos (Sodano & Tracey, 2006). En términos de confiabilidad, la mediana del α de Cronbach de las escalas de octantes fue de

.69 en la investigación original (Sodano & Tracey, 2006) y de .70 en un estudio secundario que utilizó dicho instrumento (Sodano, 2011). Estos resultados preliminares señalan de manera prometedora el desempeño del instrumento. Al momento de realizar el presente trabajo, no se encontraron versiones de dicha encuesta en español que posibilitaran su uso en población hispanohablante.

El presente estudio

Considerando la carencia de instrumentos en español disponibles para el estudio de la personalidad desde una perspectiva IPC, el presente estudio tuvo como objetivo estudiar las propiedades psicométricas de la CAIS en Argentina. Específicamente, se buscó explorar la consistencia interna, la validez del constructo y la validez concurrente de dicho instrumento. A partir de los resultados encontrados, se pretende brindar apoyo tanto a profesionales de la salud mental, como a investigadores de Argentina ofreciendo un instrumento válido y fiable para el análisis del estilo interpersonal desde una perspectiva circunpleja en adolescentes.

Métodos

Participantes

Análisis de evidencia de validez del constructo: participaron 353 adolescentes de Argentina. Del total de participantes, 211 eran mujeres (59.8%), 136 hombres (38.5%) y 6 se identificaron con otros (1.7%). La edad promedio de la muestra fue de 16.4 años ($DE = 2.12$). Al agrupar los participantes de acuerdo con su edad, se observó que el 19.8% tenía entre 12 y 14 años, el 27.2% tenía entre 15 y 16 años y el 53% tenía entre 17 y 19 años. Todos los jóvenes eran estu-

diantes. El 81.3% de la muestra pertenecía a la Provincia de Buenos Aires. El 18.7% restante se distribuyó en un 3.6% de adolescentes del norte del país, 2.2% un del centro del país y un 12.9% de adolescentes del sur del país. En el momento de la recolección de los datos, el 27.8% de los participantes asistía a un tratamiento psicoterapéutico, el 44.1% nunca había realizado psicoterapia y el 28.1% había realizado una psicoterapia en el último año.

Análisis de evidencia de validez concurrente: participaron 352 adolescentes. Del total de participantes, 275 eran mujeres (78.1%), 74 hombres (21%) y 3 se identificaron con otros (0.9%). Al igual que en la primera muestra, la mayoría de los participantes pertenecían a la Provincia de Buenos Aires (95.2%). En el momento de la recolección de datos, el 27.6% de los participantes asistía a un tratamiento psicoterapéutico, el 42% nunca había realizado psicoterapia y el 30.4% había realizado una psicoterapia en el último año.

Instrumentos

Children and Adolescents Interpersonal Survey (Sodano & Tracey, 2006). La CAIS es un instrumento basado en el modelo IPC y explora las características interpersonales de niños y adolescentes. Los participantes indican qué tan a menudo se aplican a ellos las afirmaciones a través de un formato de respuesta tipo Likert que comprende desde (1) *nunca* a (5) *siempre*. Los ítems conforman ocho subescalas de estilos interpersonales que están basadas en los octantes del modelo IPC: dominador (o controlador) (PA); competitivo (o auto-centrado) (BC); frío (o distante) (DE); inhibido socialmente (o evitativo) (FG); no asertivo (o sumiso) (HI); explotable (o acomodaticio) (JK); auto-sacrificado (o sobre protector) (LM); e intrusivo (o demandante) (NO). Algunos de los ejemplos de los ítems de la CAIS para cada subescala

son: *soy una persona difícil* (PA), *invento apodos molestos* (BC), *lastimo a la gente* (DE), *paso mucho tiempo solo* (FG), *soy tímido* (HI), *soy tranquilo* (JK), *soy amable con los otros* (LM), *estar conmigo es divertido* (NO). Adicionalmente, es posible calcular las dos dimensiones interpersonales de dominancia y afiliación con base en las distintas combinaciones de las ocho subescalas. Las propiedades psicométricas de la versión original han sido presentadas en la introducción del presente trabajo.

Inventario de Problemas Interpersonales (IIP-32; Horowitz et al., 2000). La versión del IIP de 32 ítems (Horowitz et al., 1988) presenta 32 afirmaciones con respecto a problemas que la gente podría experimentar al interactuar con otros. Los primeros 20 ítems empiezan con *es difícil para mí* -por ejemplo- *decir que no a otras personas*. Los restantes 12 ítems empiezan con *cosas que hago mucho* -por ejemplo- *me abro demasiado a la gente*. Los sujetos indican qué tan de acuerdo se sienten con las afirmaciones en una escala de tipo Likert que va desde 0 (*Nada*) a 4 (*Mucho*). Los 32 ítems conforman ocho subescalas de problemas interpersonales que están basadas en los octantes del modelo interpersonal circunplejo: dominador (o controlador) (PA); competitivo (o auto-centrado) (BC); frío (o distante) (DE); inhibido socialmente (o evitativo) (FG); no asertivo (o sumiso) (HI); explotable (o acomodaticio) (JK); auto-sacrificado (o sobre protector) (LM); e intrusivo (o demandante) (NO). Adicionalmente, las dos dimensiones interpersonales de dominancia y afiliación pueden ser calculadas teniendo en cuenta distintas combinaciones de las ocho subescalas. El IIP-64 tiene una adaptación argentina (Maristany, 2005), la cual fue adaptada a la versión de 32 ítems (Gómez Penedo et al., 2022). Esta versión ha reportado buena fiabilidad con coeficientes alfa en el rango de .67 - .87 y es la utilizada en este estudio (Areas et al., 2023).

Cuestionario Sociodemográfico ad hoc. Un cuestionario ad hoc fue incluido para medir las variables sociodemográficas en este estudio. Este incluyó: la edad del participante, el género, la provincia de residencia, y una pregunta acerca de si estaban asistiendo a psicoterapia al momento de realizar el inventario, si habían asistido a psicoterapia en el último año o si nunca habían asistido a psicoterapia.

Procedimiento

Considerando que el idioma original de la encuesta es el inglés, la primera etapa del proceso de adaptación correspondió a la traducción del instrumento. Se buscó generar una versión que se correspondiera con el idioma local y los estilos lingüísticos propios del contexto en el que se aplicaría. Se realizó una evaluación lingüística de los ítems adecuando los mismos a los modismos locales de la población que sería objeto de estudio. Se utilizó el método de traducción inversa o *backward translation*, la cual implicó una traducción inicial del idioma original al español, y luego una traducción al idioma inglés realizada por psicólogos bilingües, comparándose posteriormente las dos versiones para determinar su grado de equivalencia. Dicho trabajo fue realizado por dos estudiantes avanzados de la carrera de psicología y supervisado por la primera autora del presente trabajo. Una vez determinada la versión final, se realizó una prueba piloto cualitativa donde se le pidió a adolescentes entre 12 y 18 años que respondieran la encuesta y a su vez explicaran qué creían que significaban los ítems. En dicho paso no se encontraron dificultades para la comprensión de los ítems traducidos.

Una vez determinada la versión final de la encuesta, se convocó a participantes mediante un diseño de *bola de nieve*. Como primer paso,

se contactaron centros de psicoterapia, maestros de escuelas y sujetos conocidos en todo el país y fueron invitados a participar. Si estas personas adultas estaban interesadas en colaborar con el estudio, se les enviaba un enlace de la plataforma de *SurveyMonkey*® para compartirlo con adolescentes interesados en participar. Los adolescentes accedían al link donde se encontraban, en primer lugar, con un formulario de consentimiento para firmar, los participantes más jóvenes (menores de 18 años) necesitaban previamente el consentimiento de sus padres. Este consentimiento era requerido por los profesionales involucrados en la investigación antes de compartir el link. El consentimiento también aclaraba que la participación era voluntaria y anónima. Una vez aceptada la participación, el adolescente completaba la CAIS y la información sociodemográfica. Los participantes podían cambiar sus respuestas y volver atrás si así fuera necesario hasta presionar el botón de finalización. En un segundo paso se recolectaron otros 352 casos, se hizo una nueva administración de las técnicas de la CAIS junto al IIP-32 y se correlacionaron para analizar validez concurrente. Asimismo, se aclaraba que la información obtenida no podría identificar al participante y que la plataforma cumplía con los estándares de seguridad internacional para cuidar los datos y el anonimato del participante. Finalmente, es importante informar que este estudio es parte de uno más grande que se enfoca en las características interpersonales en adolescentes. Este estudio más amplio recibió la aprobación ética del Comité de Conductas Responsables en Investigación de la Universidad de Buenos Aires.

Análisis estadístico

Todos los análisis de este trabajo se realizaron con el software libre R (*RStudio Team, 2020*)

y Mplus 8 (*Muthén & Muthén, 2017*). Las puntuaciones medias de los ítems se utilizaron para calcular las puntuaciones totales y de subescala.

Para estudiar la fiabilidad del instrumento se utilizaron medidas de consistencia interna y homogeneidad de los ítems. Por un lado, se evaluó la consistencia interna de la CAIS calculando el α de Cronbach, el alfa ordinal y el coeficiente omega de McDonald para cada una de las subescalas. Si bien el α de Cronbach es la medida de consistencia interna más utilizada en la literatura, diversos estudios sugieren que no es la mejor estrategia cuando los ítems tienen una escala Likert con menos de siete opciones de respuesta (*Freiberg-Hoffmann et al., 2013; Gadermann et al., 2012*). En dichos casos se recomienda la utilización del alfa ordinal, una medida basada en las correlaciones policóricas (*Elosua & Zumbo, 2008; Zumbo et al., 2007*). El estado del arte sugiere que un valor aceptable de α de Cronbach y ordinal oscila entre .70 y .90 (*Tavakol & Dennick, 2011*). Valores más bajos representan una consistencia interna cuestionable; mientras que, valores más altos implicarían que algunos ítems sean redundantes representando la misma pregunta con diferente formato (*Tavakol & Dennick, 2011*). Por otro lado, para evaluar la homogeneidad de los ítems, se analizaron las correlaciones ítem-total corregidas, es decir, la correlación promedio de cada ítem con el resto de los ítems de la escala, sin incluir dicho ítem. En este caso, se sugieren valores de correlación ítem-total en el rango de .30 a .80 (*Rattray & Jones, 2007*). Correlaciones más débiles de .30 implican una escasa homogeneidad del ítem con el resto de los reactivos; mientras que, correlaciones superiores a .80 señalan que el ítem sería repetitivo e innecesario.

Para el estudio de la evidencia de validez de constructo del instrumento, se procedió a examinar su estructura interna mediante un modelo exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM

-por sus siglas en inglés). Un enfoque ESEM estima libremente todas las cargas cruzadas rotadas entre indicadores y factores latentes. Además, el ESEM ofrece las mismas ventajas que el *análisis factorial confirmatorio* (AFC) en términos de índices de ajuste, errores estándar y pruebas de significación. Por lo tanto, la flexibilidad del marco ESEM proporciona una sinergia entre AFC y el *análisis factorial exploratorio* (AFE) (Guay et al., 2015). El uso del ESEM en la evaluación de modelos de medidas de personalidad es común en diversos estudios. Esto se debe a que, en general, el ESEM tiende a exhibir índices de ajuste superiores y un mayor grado de diferenciación entre los factores, entre otras ventajas (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018; Trógolo et al., 2022).

Para la evaluación del ajuste del modelo en el ESEM, se utilizaron diversas medidas de bondad de ajuste tales como el *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI) y *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). Como indicadores de buen ajuste del modelo, la literatura suele recomendar valores de CFI y TLI superiores a .90 como adecuados, mayores a .95 como óptimos, y valores de RMSEA inferiores a .08 (Schumacker & Lomax, 2016). Por otra parte, para los modelos de AFC, se consideraron cargas factoriales aceptables aquellas iguales o por encima de .40. Se utilizó el estimador de mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV, por sus siglas en inglés) que ha presentado superioridad al estudiar ítems que presentan un nivel de medición ordinal (Li, 2016; Mindrila, 2010). Los análisis se realizaron sobre la totalidad de los casos, ya que no faltaban datos y no hubo que aplicar métodos de imputación de datos.

Para el estudio de la evidencia de validez concurrente se analizaron las correlaciones de Pearson entre el IIP-32 (Horowitz et al., 2000) y la CAIS. Las correlaciones deberían oscilar entre .50 y .85, indicando asociación, pero, a su vez, inde-

pendencia de los constructos (Rial-Boubeta et al., 2006). El pre-registro del plan de análisis fue cargado en la plataforma osf.io (<https://osf.io/hq76r/>).

Resultados

Análisis descriptivos

En la Tabla 1 se presentan los análisis descriptivos de los ítems de la CAIS. Asimismo, en la Tabla 2 se reportan las medias y desvío estándar de los puntajes de las subescalas del CAIS.

Confiabilidad

Consistencia interna. Los α de Cronbach de las distintas subescalas oscilaron entre .34 y .74. Considerando que los ítems del instrumento tienen una naturaleza ordinal y únicamente siete categorías de respuestas, además del α de Cronbach se calculó también el alfa ordinal, una medida de consistencia interna menos difundida, pero considerada más adecuada para este tipo de reactivos (Elosua-Oliden & Zumbo, 2008; Zumbo et al., 2007). Los alfa ordinales de las subescalas de la CAIS oscilaron entre .33 y .79. Además, como medida alternativa se analizaron los omega de McDonald de las distintas subescalas que oscilaron entre .48 y .75. Los valores detallados para cada subescala pueden observarse en la Tabla 3.

Homogeneidad de ítems. Las correlaciones ítem-total corregidas de los reactivos de la CAIS se presentan en la Tabla 1. Como es posible observar, los ítems 1 (i.e., *soy difícil*, subescala PA) y 22 (i.e., *sé muy poco*, subescala JK) presentaron una correlación ítem-total corregida por debajo de .30. Por otra parte, ningún ítem obtuvo correlaciones ítem-total corregidas por encima de .85.

Tabla 1

Análisis descriptivos y correlaciones ítem-escala corregidas de los ítems de la CAIS.

| Ítem | M | DE | Escala | r |
|---|------|------|--------|------|
| Soy una persona difícil | 2.81 | .85 | PA | -.04 |
| Invento apodos molestos | 1.77 | .96 | BC | .36 |
| Lastimo a la gente | 1.81 | .84 | DE | .47 |
| Paso mucho tiempo solo | 3.03 | 1.02 | FG | .55 |
| Soy tímido | 2.80 | 1.11 | HI | .32 |
| Soy tranquilo | 3.36 | 1.02 | JK | .29 |
| Soy amable con los otros | 4.22 | .69 | LM | .51 |
| Estar conmigo es divertido | 3.73 | .86 | NO | .36 |
| Sé mucho | 3.17 | .86 | PA | .32 |
| Me gusta hacer lío | 2.09 | 1.06 | BC | .40 |
| Hago llorar a la gente | 1.36 | .65 | DE | .47 |
| Estoy solo | 2.57 | 1.14 | FG | .55 |
| Estoy triste | 2.89 | .97 | HI | .34 |
| Soy callado | 2.54 | 1.09 | JK | .22 |
| Intento ayudar a los demás a que se sientan mejor | 4.19 | .82 | LM | .54 |
| Estoy feliz | 3.43 | .86 | NO | .40 |
| Creo que puedo hacer mucho | 3.47 | 1.03 | PA | .31 |
| Engaño a la gente | 1.72 | .89 | BC | .38 |
| Soy malo con los demás | 1.48 | .66 | DE | .52 |
| Soy difícil de conocer | 2.61 | 1.17 | FG | .31 |
| Sé muy poco | 2.27 | .94 | HI | .30 |
| Engañar a la gente es malo | 4.08 | 1.02 | JK | .03 |
| Soy amigable | 4.06 | .80 | LM | .39 |
| Soy generoso | 3.96 | .80 | NO | .28 |
| Me hago valer | 3.39 | 1.08 | PA | .29 |
| Le digo a la gente lo que tiene que hacer | 2.53 | 1.01 | BC | .27 |
| Me gusta cuando otros se sienten mal | 1.17 | .49 | DE | .29 |
| Juego solo | 2.48 | 1.16 | FG | .37 |
| Me rindo rápido | 2.45 | 1.07 | HI | .39 |
| Ayudo a la gente | 3.96 | .81 | LM | .60 |
| Juego con otros | 3.33 | 1.12 | NO | .41 |
| Creo que tengo razón | 3.42 | .91 | PA | .31 |
| Soy tramposo | 1.94 | .99 | BC | .41 |
| Soy gruñón | 2.77 | 1.14 | DE | .33 |
| Soy miedoso | 3.03 | 1.14 | HI | .35 |
| Comparto | 3.94 | .89 | LM | .42 |
| Tengo muchos amigos | 3.09 | 1.17 | NO | .47 |

Nota. M = Media; DE = Desvío Estándar.

Tabla 2

Análisis Descriptivos de las Escalas del CAIS.

| Escalas | M | DE | Rango |
|---------|------|-----|-----------|
| PA | 3.25 | .53 | [1.8-3.8] |
| BC | 2.01 | .61 | [1-4.8] |
| DE | 1.72 | .50 | [1-4] |
| FG | 2.67 | .79 | [1-4.75] |
| HI | 2.69 | .64 | [1-4.8] |
| JK | 3.33 | .68 | [1-5] |
| LM | 4.07 | .56 | [1.6-5] |
| NO | 3.51 | .61 | [1.8-5] |

Nota. M = Media; DE = Desvío Estándar.

Tabla 3

Alfa de Cronbach, alfa Ordinal y omega de McDonald para las escalas de la CAIS.

| Escalas | alfa de Cronbach | alfa Ordinal | omega de McDonald |
|---------|------------------|--------------|-------------------|
| PA | .44 | .47 | .48 |
| BC | .64 | .67 | .65 |
| DE | .66 | .77 | .70 |
| FG | .65 | .70 | .68 |
| HI | .62 | .62 | .62 |
| JK | .34 | .33 | .51 |
| LM | .74 | .79 | .75 |
| NO | .63 | .67 | .64 |

Validez

Análisis de la estructura interna. El ESEM verificó un ajuste adecuado a los datos empíricos con índices CFI de .96, TLI de .93 y RMSEA [CI 90%] de .037 [.031, .043]. La Tabla 4 muestra los parámetros del ESEM y el coeficiente de determinación para cada ítem.

Validez Concurrente. Las correlaciones de Pearson mostraron asociaciones directas significativas de la CAIS con el IIP-32. En casi todos los casos, las correlaciones demostraron un pequeño tamaño del efecto en las asociaciones [($r = .10 -$

.44), $p < .001$]. La Tabla 5 presenta los detalles de estas correlaciones.

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo estudiar las propiedades psicométricas de la CAIS en una muestra argentina. Los análisis incluyeron el estudio de la confiabilidad mediante el estudio de la consistencia interna de las escalas, y de la estructura del instrumento a través de un ESEM. Los resultados de este estudio arrojaron evidencias a favor de la confiabilidad y validez del instrumento en población argentina.

Tabla 4
Parámetros y Coeficientes de Determinación del ESEM.

| | | BC | | | DE | | | FG | | | HI | | | JK | | | LM | | | NO | | | PA | | | |
|----|--------|------|------|----------------|------|------|----------------|------|------|----------------|------|------|----------------|------|------|----------------|-----|------|----------------|------|------|----------------|-----|------|----------------|---|
| | | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | |
| BC | CAIS2 | .52 | .08 | .36 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| | CAIS10 | .43 | .12 | .45 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| | CAIS18 | .62 | .08 | .56 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| | CAIS26 | .16 | .15 | .46 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| | CAIS33 | .47 | .09 | .40 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| DE | CAIS3 | .01 | .06 | - | .87 | .05 | .69 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| | CAIS11 | .31 | .08 | - | .73 | .09 | .65 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| | CAIS19 | .22 | .17 | - | .52 | .11 | .67 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| | CAIS27 | .37 | .11 | - | .20 | .11 | .53 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| | CAIS34 | .06 | .09 | - | .25 | .08 | .46 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| FG | CAIS4 | -.06 | .09 | - | -.03 | .05 | - | .62 | .06 | .54 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS12 | -.03 | .06 | - | .17 | .06 | - | .57 | .07 | .60 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS20 | .02 | .08 | - | .30 | .06 | - | .09 | .08 | .33 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS28 | .18 | .06 | - | -.13 | .06 | - | .62 | .07 | .41 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| HI | CAIS5 | .03 | .07 | - | -.13 | .08 | - | .23 | .06 | - | .35 | .18 | .70 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS13 | -.19 | .06 | - | .22 | .05 | - | .30 | .08 | - | .45 | .10 | .57 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS21 | .12 | .16 | - | .08 | .14 | - | .12 | .07 | - | .31 | .39 | .53 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS29 | .13 | .06 | - | -.09 | .06 | - | .21 | .07 | - | .56 | .07 | .41 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS35 | -.00 | .09 | - | .09 | .07 | - | .05 | .06 | - | .37 | .07 | .25 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| JK | CAIS6 | -.09 | .05 | - | -.13 | .07 | - | .31 | .08 | - | -.35 | .10 | - | .35 | .13 | .42 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS14 | -.14 | .05 | - | -.08 | .05 | - | .19 | .05 | - | .19 | .12 | - | .71 | .05 | .75 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS22 | -.17 | .11 | - | -.02 | .10 | - | -.05 | .08 | - | .14 | .15 | - | -.05 | .08 | .22 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| LM | CAIS7 | .02 | .10 | - | -.02 | .10 | - | -.03 | .07 | - | -.06 | .14 | - | .06 | .06 | - | .65 | .09 | .56 | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS15 | -.12 | .07 | - | .05 | .06 | - | .05 | .07 | - | .11 | .10 | - | -.12 | .05 | - | .73 | .05 | .52 | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS23 | .16 | .06 | - | -.14 | .05 | - | -.10 | .06 | - | -.09 | .10 | - | -.28 | .05 | - | .50 | .06 | .57 | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS30 | -.12 | .05 | - | .05 | .05 | - | .01 | .05 | - | .04 | .06 | - | -.01 | .05 | - | .81 | .05 | .64 | - | - | - | - | - | - | |
| | CAIS36 | -.06 | .07 | - | -.02 | .07 | - | -.10 | .06 | - | .11 | .11 | - | .27 | .05 | - | .67 | .05 | .51 | - | - | - | - | - | - | |
| NO | CAIS8 | .22 | .06 | - | -.24 | .07 | - | -.12 | .07 | - | .07 | .09 | - | -.31 | .06 | - | .16 | .06 | - | -.06 | .16 | .35 | - | - | - | |
| | CAIS16 | .33 | .07 | - | -.20 | .06 | - | -.25 | .07 | - | -.04 | .09 | - | .15 | .08 | - | .11 | .06 | - | .01 | .38 | .57 | - | - | - | |
| | CAIS24 | .17 | .09 | - | -.21 | .11 | - | -.06 | .07 | - | .11 | .16 | - | -.00 | .05 | - | .65 | .10 | - | -.29 | .21 | .70 | - | - | - | |
| | CAIS31 | .17 | .09 | - | -.12 | .07 | - | -.18 | .06 | - | -.09 | .10 | - | -.01 | .05 | - | .27 | .06 | - | .14 | .20 | .29 | - | - | - | |
| | CAIS37 | .19 | .15 | - | -.24 | .12 | - | -.19 | .08 | - | -.04 | .25 | - | -.12 | .05 | - | .26 | .08 | - | .38 | .23 | .51 | - | - | - | |
| PA | CAIS1 | -.08 | .08 | - | .54 | .06 | - | -.09 | .07 | - | .27 | .11 | - | .18 | .10 | - | .09 | .05 | - | -.08 | .30 | - | .22 | .11 | .46 | |
| | CAIS9 | .00 | .09 | - | -.09 | .08 | - | .14 | .05 | - | -.28 | .27 | - | -.11 | .05 | - | .00 | .07 | - | -.17 | .09 | - | .65 | .12 | .57 | |
| | CAIS17 | .00 | .08 | - | .00 | .07 | - | .06 | .07 | - | -.46 | .07 | - | .02 | .09 | - | .22 | .06 | - | .13 | .24 | - | .21 | .17 | .35 | |

| | BC | | | DE | | | FG | | | HI | | | JK | | | LM | | | NO | | | PA | | |
|--------|-----------|------|----------------|-----------|------|----------------|-----------|------|----------------|-----------|------|----------------|-----------|------|----------------|-----------|------|----------------|-----------|------|----------------|-----------|------|----------------|
| | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² | λ | S.E. | R ² |
| CAIS25 | .06 | .06 | - | -.08 | .06 | - | -.19 | .06 | - | -.27 | .10 | - | .10 | .05 | - | .13 | .06 | - | .02 | .17 | - | .36 | .08 | .38 |
| CAIS32 | .23 | .09 | - | .04 | .07 | - | .11 | .06 | - | .04 | .07 | - | -.03 | .06 | - | .00 | .06 | - | .15 | .06 | - | .54 | .06 | .50 |

Tabla 5

Correlaciones entre las subescalas de la CAIS y el IIP-32.

| | IIP_PA | IIP_BC | IIP_DE | IIP_FG | IIP_HI | IIP_JK | IIP_LM | IIP_NO |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| CAIS_PA | .25* | | | | | | | |
| CAIS_BC | | .15* | | | | | | |
| CAIS_DE | | | .17* | | | | | |
| CAIS_FG | | | | .44* | | | | |
| CAIS_HI | | | | | .36* | | | |
| CAIS_JK | | | | | | .19* | | |
| CAIS_LM | | | | | | | .29* | |
| CAIS_NO | | | | | | | | .10* |

Nota. N = 352. Correlaciones * = $p < .001$.

En relación con la confiabilidad, se puede observar que algunas de las subescalas mostraron niveles de consistencia interna aceptables y otras cuestionables, esto podría deberse a que dentro de cada subescala el contenido de los ítems podría no ser homogéneo. Los α de Cronbach y ordinales oscilaron entre .33 - .79, y los omega de McDonald entre .48 - .75, evidenciando una consistencia aceptable en la mayoría de las subescalas y moderada en otras (Tavakol & Dennick, 2011). Particularmente, la subescala JK obtuvo los niveles de consistencia interna más bajos. La misma contiene tan sólo 3 ítems, por lo cual es esperable que al disminuir la cantidad de ítems dentro de la subescala también bajen los índices de consistencia interna. A su vez, el contenido de los ítems representativos de esta dimensión evalúa aspectos diferentes. Esas diferencias pueden observarse en estos índices, ya que los ítems serían heterogéneos y poco redundantes. Además, en concordancia con la bibliografía previa, esta escala fue también la de menor consistencia in-

terna en el trabajo original realizado por Sodano y Tracey (2006), donde obtuvo un α de Cronbach de .32. Al mismo tiempo, esta subescala ha mostrado tener consistencia baja en otros instrumentos de estructura similar, como el IIP desarrollado por Horowitz et al. (2000) (Alden et al., 1990; Areas et al., 2023; Bailey et al., 2018; Gómez-Penedo et al., 2022).

Adicionalmente, al analizar la homogeneidad de los ítems como parte de la evaluación de la consistencia interna, todos los ítems, a excepción del 1 (*soy difícil*, subescala PA) y el 22 (*engañara la gente es malo*, subescala JK), presentaron correlaciones ítem-total en el rango sugerido y por debajo de .85, lo cual indica que los ítems no eran repetitivos ni redundantes (Ratray & Jones, 2007). Respecto al ítem 1, si se compara su contenido conceptual, puede observarse que el mismo tiene una orientación más negativa que los otros ítems incluidos en la subescala, lo cual podría explicar dicho resultado. En relación con el ítem 2, esta subescala cuenta solo con 3 ítems (ítem 6,

ítem 14 e ítem 22), mientras que, los dos ítems restantes son descripciones de la personalidad y no una creencia, por lo que también esto podría explicar el resultado. Asimismo, este resultado podría explicar la baja consistencia interna identificada en la subescala JK, así como la observación de que los coeficientes omega de McDonald para esta subescala mostraron un ajuste más elevado en comparación con la medida α de Cronbach.

En relación con el estudio de la estructura del instrumento, los resultados del ESEM mostraron un ajuste adecuado de la estructura interna. Todas las medidas de bondad de ajuste (CFI, TLI, RMSEA) indicaron un buen ajuste dentro de los parámetros sugeridos en la literatura (CFI y TLI superiores a .90 como adecuados, y mayores a .95 como óptimos, y valores de RMSEA inferiores a .08) (Schumacker & Lomax, 2016).

Por último, las correlaciones de Pearson fueron significativas entre las distintas subescalas de la CAIS y la IIP-32 con una relación baja en algunas de las escalas. Esto podría explicarse porque el IIP-32 mide los problemas interpersonales, mientras que, la CAIS se centra en los rasgos interpersonales desde una perspectiva no conflictiva. Por lo tanto, la naturaleza contrastada de estas conceptualizaciones contribuye a las diferencias esperadas en los resultados. Además, puede haber otras variables como la variabilidad de los datos, la falta de linealidad y las características de la muestra que pueden afectar al tamaño de una correlación de Pearson (Goodwin & Leech, 2006).

Este estudio es el primero en analizar el uso de una escala basada en el modelo IPC, creado especialmente para niños y adolescentes en Latinoamérica. Poder contar con instrumentos válidos para su uso en esta población brinda herramientas al campo de la psicología, la cual considera la importancia de la personalidad desde una perspectiva relacional en el campo de la salud mental. Esto puede ser particularmente útil en el

trabajo psicológico si se considera el rol crítico de las relaciones en dicha etapa de la vida (DiRico et al., 2016; Inglés et al., 2005) y el impacto de tales variables relacionales en la salud mental y el trabajo en psicoterapia (Auerbach et al., 2014; Moreno-Peral et al., 2020; Taubner et al., 2023).

Resulta importante mencionar que el presente trabajo cuenta con numerosas limitaciones que deberán considerarse en futuras investigaciones. En primer lugar, el presente trabajo se enfocó particularmente en el estudio de la confiabilidad y validez del constructo, es decir que no se realizaron otros análisis de relevancia para el estudio del instrumento. Los posibles futuros trabajos podrían beneficiarse al incorporar otros tipos de análisis como la validez de criterio, concurrente o discriminante, entre otros. Estos resultados podrían proveer información valiosa sobre el uso del instrumento. En segundo lugar, la muestra se recolectó de forma no probabilística, lo cual afecta la posibilidad de generalizar los resultados. Además, dicha metodología para la recolección de datos no permite conocer información sobre las características del paciente que podrían ser de relevancia para el ámbito de la salud mental, por ejemplo: posibles diagnósticos psiquiátricos, situación socio-económica, núcleo familiar, entre otras cuestiones. Contar con dicha información podría resultar útil para conocer si niños y adolescentes con ciertos estilos interpersonales condicen con presencia de patologías o cuestiones que puedan resultar problemáticas para el desarrollo, o inclusive, identificar si los estilos interpersonales varían a lo largo de la niñez/adolescencia. En esta línea, es importante destacar que la gran mayoría de la muestra fue recolectada en Buenos Aires, lo cual limita también la generalización de dichos resultados a otras provincias del país. En tercer lugar, como se señaló anteriormente, algunas de las subescalas del instrumento revelaron un nivel de consistencia interna bajo.

Investigaciones futuras que se centren en el comportamiento de estas subescalas podrían proporcionar información valiosa para perfeccionar los instrumentos de evaluación. Acciones tales como explorar nuevos ítems para ser incorporados a nuevas versiones de la encuesta podrían contribuir a la mejora de la consistencia interna y aportar valor al instrumento. Además, resulta relevante destacar que la ausencia de estudios previos sobre el tema plantea un desafío, ya que dificulta la capacidad de comparar y contextualizar los resultados con la información existente.

Finalmente, es importante destacar que no se aplicaron medidas repetidas del instrumento, que podrían ayudar con el estudio de la sensibilidad del instrumento al cambio, por lo que se desconoce dicha sensibilidad.

A pesar de dichas limitaciones, los resultados de este estudio establecen a la CAIS como una herramienta confiable y válida para su implementación con niños y adolescentes en Argentina. Tanto los coeficientes de consistencia interna, como la homogeneidad de ítems y el ESEM, evidenciaron parámetros adecuados de acuerdo a la literatura. En consecuencia, se puede afirmar que la misma es un recurso importante para estudios clínicos e investigaciones en psicología y que, resulta necesario continuar estudiando su uso en esta población.

Referencias

- Alden, L. E., Wiggins, J. S., & Pincus, A. L. (1990). Construction of circumplex scales for the Inventory of Interpersonal Problems. *Journal of personality assessment*, 55(3-4), 521–536. <https://doi.org/10.1080/00223891.1990.9674088>
- Areas, M., García-Domench, C., Babl, A., Freiberg-Hoffmann, A., Piazzese Spratte, S., Roussos, A., & Gómez-Penedo, J.M. (2023). Inventory of Interpersonal Problems-32 (IIP-32): Psychometric Properties in Adolescents from Argentina. *Cogent Mental Health*, 2(1), 2267590. <https://doi.org/10.1080/28324765.2023.2267590>
- Auerbach, R. P., Ho, M. H. R., & Kim, J. C. (2014). Identifying cognitive and interpersonal predictors of adolescent depression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 42(6), 913–924. <https://doi.org/10.1007/s10802-013-9845-6>
- Bailey, C., Abate, A., Sharp, C., & Venta, A. (2018). Psychometric evaluation of the Inventory of Interpersonal Problems 32. *Bulletin of the Menninger Clinic*, 82(2), 93–113. <https://doi.org/10.1521/bumc.2018.82.2.93>
- Barbaranelli, C., Caprara, G. V., Rabasca, A., & Pastorelli, C. (2003). A questionnaire for measuring the big five in late childhood. *Personality and Individual Differences*, 34, 645–664. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00051-X](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00051-X)
- Cloninger, C.R., Svrakic, D.M., & Przybeck, T.R. (1993). A psychobiological model of temperament and character. *Archives of General Psychiatry*, 39, 1242–1247.
- DiRico, E., Paternain, N., Portillo, N., & Galarza, A. L. (2016). Análisis de la relación entre factores interpersonales y riesgo suicida en adolescentes de la ciudad de Necochea. *Perspectivas en Psicología: Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 13(2), 95–106. Análisis de la relación entre factores interpersonales y riesgo suicida en adolescentes de la ciudad de Necochea (redalyc.org)
- 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/article/view/21037>
- Elosua, O. P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. Redalyc.Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada

- Eysenck, H.J. (1991). Dimensions of personality: 16, 5 or 3? Criteria for a taxonomic paradigm. *Personality and Individual Differences*, 12, 773–790.
- Freiberg-Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones polícóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. <https://doi.org/10.22235/cp.v7i1.1057>
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 17(3), 1-13. <https://doi.org/10.7275/n560-j767>
- Gómez-Penedo, J. M., Fernández-Álvarez, J., Maristany, M., & Freiberg-Hoffmann, A. (2022). Inventory of Interpersonal Problems-32 (IIP-32): Psychometric properties and normative data in a clinical sample from Argentina. *Revista Evaluar*, 22(2), 64-75. <http://dx.doi.org/10.35670/1667-4545.v22.n2.38688>
- Goodwin, L.D., & Leech, N.L. (2006). Understanding Correlation: Factors That Affect the Size of r. *The Journal of Experimental Education*, 74(3), 249-266. <https://doi.org/10.3200/JEXE.74.3.249-266>
- Grosse-Holtforth, M., Altenstein, D., Krieger, T., Flückiger, C., Wright, A. G., & Caspar, F. (2014). Interpersonal differentiation within depression diagnosis: Relating interpersonal subgroups to symptom load and the quality of the early therapeutic alliance. *Psychotherapy Research*, 24(4), 429-441. <https://doi.org/10.1080/10503307.2013.829253>
- Guay, F., Morin, A. J. S., Litalien, D., Valois, P., & Vallerand, R. J. (2015). Application of Exploratory Structural Equation Modeling to Evaluate the Academic Motivation Scale. *The Journal of Experimental Education*, 83(1), 51-82. <https://doi.org/10.1080/00220973.2013.876231>
- Horowitz, L. M. (2004). *Interpersonal Foundations of Psychopathology*. Washington, DC: American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10727-000>
- Horowitz, L. M., Alden, L. E., Wiggins, J. S., & Pincus, A.L. (2000). *IIP, Inventory of Interpersonal Problems Manual*. San Antonio: The Psychological Corporation.
- Horowitz, L. M., Rosenberg, S. E., Baer, B. A., Ureño, G., & Villaseñor, V. S. (1988). Inventory of Interpersonal Problems: Psychometric properties and clinical applications. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(6), 885-892. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.885>
- Inglés, C. J., Hidalgo, M. D., & Méndez, F. X. (2005). Interpersonal difficulties in adolescence: A New self-report measure. *European Journal of Psychological Assessment*, 21(1), 11–22. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.21.1.11>
- Jensen-Campbell, L. A., Adams, R., Perry, D. G., Workman, K. A., Furdella, J. Q., & Egan, S. (2002). Agreeableness, extraversion, and peer relations in early adolescence: Winning friends and deflecting aggression. *Journal of Research in Personality*, 36, 224–251.
- John, O.P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L.A. Pervin & O.P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (2nd Ed., pp. 102–138). New York: Guilford.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1993). LISREL 8 [Computer software]. Chicago, IL: Scientific Software International, Inc. Recuperado de <https://ssicentral.com>
- Leary, T. (1957). *Interpersonal diagnosis of personality*. New York: Ronald.
- Li, C.H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21, 369-87. <http://doi.org/10.1037/met0000093>
- Lubinski, D. (2000). Scientific and social significance of assessing individual differences: ‘Sinking shafts at a few critical points’. *Annual Review of Psychology*, 51, 405–444.

- Maristany, M. (2005). Problemas en las relaciones interpersonales y trastornos de la personalidad. Universidad de Belgrano. Recuperado de <http://repositorio.ub.edu.ar>
- McCrae, R.R., & Costa, P.T., Jr. (1999). A five-factor theory of personality. In L.A. Pervin & O.P. John (Eds.), *Handbook of personality theory and research* (pp. 139–153). New York: Guilford.
- 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*, 1(1), 60-66. <https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Mónaco, E., de la Barrera, U., & Montoya-Castilla, I. (2021). Parents and peer attachment and their relationship with emotional problems in adolescence is stress mediating? *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 8(3), 67-73. <http://dx.doi.org/10.21134/rpcna.2021.08.3.8>
- Moreno-Peral, P., Bellón, J. A., Huibers, M. J. H., Mestre, J. M., García-López, L. J., Taubner, S., Rodríguez-Morejón, A., Bolinski, F., Sales, C. M. D., & Conejo-Cerón, S. (2020). Mediators in psychological and psychoeducational interventions for the prevention of depression and anxiety. A systematic review. *Clinical Psychology Review*, 76, 101813. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101813>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus: Statistical Analysis with Latent Variables: User's Guide* (Version 8). Los Angeles, CA: Authors.
- Rattray, J., & Jones, M. C. (2007). Essential elements of questionnaire design and development. *Journal of Clinical Nursing*, 16, 234–243. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2006.01573.x>
- Rial-Boubeta, A., Varela-Mallou, J., Abalo-Piñeiro, J., & Lévy-Mangin, J. P. (2006). *El análisis factorial confirmatorio*. In J. P. L. M. En y J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 119–143). Recuperado de BERITA 2024 – Berita Terupdate 2024 (netbiblo.com)
- RStudio Team (2020). RStudio: Integrated Development for R. RStudio, PBC, Boston, MS. Retrieved July, 7th, 2023, from <http://www.rstudio.com>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2016). *A beginner's guide to structural equation modeling* (4th Ed.). Psychology press. <https://doi.org/10.4324/9781410610904>
- Shiner, R., & Caspi, A. (2003). Personality differences in childhood and adolescence: measurement, development, and consequences. *Journal of Children Psychology and Psychiatry*, 44(1), 2-32. <https://doi.org/10.1111/1469-7610.00101>
- Sodano, S.M., & Tracey, T.J.G. (2006). Interpersonal Traits in Childhood: Development of the Child and Adolescent Interpersonal Survey. *Journal of Personality Assessment*, 87, 3, 317-329. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8703_12
- Sodano, S.M. (2011). Integrating vocational interests, competencies, and interpersonal dispositions in middle school children. *Journal of Vocational Behavior*, 79(1), 110-120. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.12.013>
- Sullivan, H. S. (1953). *The interpersonal theory of psychiatry*. New York: Norton.
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Taubner, S., Ioannou, Y., Saliba, A., Sales, C., Volkert, J., Protić, S., Adler, A., Barkauskiene, R., Conejo-Cerón, S., DiGiacomo, D., Mestre, J. M., Moreno-Peral, P., Mucha-Vieira, F., Pinheiro-Mota, C., Rangel-Santos-Henriques, M. I., Rössberg, J. I., Perdih, T. S., Schmidt, S. J., & Heinonen, E. (2023). Mediators of outcome in adolescent psychotherapy and their implications for theories and mechanisms of change: A systematic review. *European Children and Adolescent Psychiatry*. <https://doi.org/10.1007/s00787-023-02186-9>
- Tellegen, A. (1985). Structure of mood and personality and their relevance to assessing anxiety, with an emphasis

- on self-report. In A.H. Tuma & J.D. Maser (Eds.), *Anxiety and the anxiety disorders* (pp. 681–706). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- 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>
- Wiggins, J. S. (1979). A psychological taxonomy of trait-descriptive terms: The interpersonal domain. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(3), 395–412. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.37.3.395>
- Wiggins, J. S. (1982). Circumplex models of interpersonal behavior in clinical psychology. In P. C. Kendall & J. N. Butcher (Eds.), *Handbook of research methods in clinical psychology* (pp. 183–221). New York: Wiley.
- Wiggins, J. S. (1995). *IAS: Professional manual*. Tampa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 21-29. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>
-