




Estructura factorial, consistencia interna e invarianza factorial de una escala de autoinforme para la evaluación de problemas de salud mental en adultos


Factorial Structure, Internal Consistency, and Measurement Invariance of a Self-Report Scale for Assessing Mental Health Problems in Adults

Estrutura fatorial, consistência interna e invariância fatorial de uma escala de autorrelato para avaliação de problemas de saúde mental em adultos

 César Daniel Costa-Ball¹

 María Eugenia Fernández¹

 Urbano Lorenzo-Seva²

 Lilian Daset¹

¹ Universidad Católica del Uruguay

² Universitat Rovira i Virgili

Recibido: 25/06/2025

Aceptado: 24/10/2025

Correspondencia

César Daniel Costa-Ball
ccosta@ucu.edu.uy

Cómo citar:

Costa-Ball, C. D., Fernández, M. E., Lorenzo-Seva, U., & Daset, L. (2025). Estructura factorial, consistencia interna e invarianza factorial de una escala de autoinforme para la evaluación de problemas de salud mental en adultos. *Ciencias Psicológicas*, 19(2), e-4686. <https://doi.org/10.22235/cp.v19i2.4686>

Disponibilidad de datos:

El conjunto de datos que apoya los resultados de este estudio no se encuentra disponible.

Financiamiento: El estudio fue financiado por La Banca de Juegos y Quinielas de Uruguay en el marco del Programa de Juego Responsable.

Conflicto de interés: Los autores declaran no tener ningún conflicto de interés.



Resumen: Antecedentes: En América Latina existen pocos instrumentos breves, válidos y culturalmente pertinentes para la evaluación de la salud mental de adultos, lo que puede dificultar la detección temprana y el acceso a intervenciones oportunas. Objetivo: Adaptar y validar una escala de autoinforme para adultos, derivada del Autoinforme de Adolescentes (ADA), que evalúa la sintomatología psicopatológica y las fortalezas personales. Método: Participaron 9.885 adultos uruguayos ($M = 41.5$ años; 62.7 % mujeres), quienes completaron la versión abreviada del instrumento ADAL (versión para adultos del ADA) y el Índice de Bienestar Personal (PWI-A). Se realizaron análisis factoriales confirmatorios, análisis de fiabilidad, pruebas de invarianza por género, edad y nivel socioeconómico, y de relación con el bienestar y las variables sociodemográficas. Resultados: El modelo de seis dimensiones mostró buen ajuste ($CFI = .951$, $TLI = .944$, $RMSEA = .031$) y fiabilidad adecuada (α ordinal = .71–.90). Se confirmó la invarianza configural, métrica y escalar para los grupos de género, edad y nivel socioeconómico. Las correlaciones con el bienestar evidencian validez basada en relaciones con otras variables externas. Conclusión: El ADAL es un instrumento breve, válido y fiable para evaluar la salud mental en adultos, con aplicaciones potenciales en contextos clínicos, comunitarios y de investigación en la población hispanohablante.

Palabras clave: salud mental; evaluación psicológica; propiedades psicométricas; invarianza factorial; Índice de Bienestar Personal

Abstract: Background: In Latin America, there is a lack of brief, valid, and culturally appropriate instruments for assessing adult mental health, which may hinder early detection and primary access to interventions. Objective: This aim of this study was to adapt and validate a self-report scale for adults derived from the Adolescent Self-Report (ADA), designed to assess psychopathological symptoms and personal strengths. Method: A total of 9,885 Uruguayan adults ($M = 41.5$ years; 62.7% women) participated by completing the abbreviated version of the instrument, the ADAL (Adult version of the ADA), along with the Personal Wellbeing Index (PWI-A). Confirmatory factor analyses, reliability assessments, measurement invariance tests by gender, age, and socioeconomic status, and correlational analyses with wellbeing and sociodemographic variables were conducted. Results: The six-factor model showed good fit ($CFI = .951$, $TLI = .944$, $RMSEA = .031$) and adequate reliability (ordinal $\alpha = .71-.90$). Configural, metric, and scalar invariance were confirmed across gender, age, and socioeconomic groups. Correlations with wellbeing provided evidence of validity based on relations with external variables.

Conclusions: The ADAL is a brief, valid, and reliable instrument for assessing adult mental health, with potential applications in clinical, community, and research settings within Spanish-speaking populations.

Keywords: mental health; psychological assessment; psychometric properties; measurement invariance; Personal Wellbeing Index

Resumo: Antecedentes: Na América Latina, existem poucos instrumentos breves, válidos e culturalmente apropriados para a avaliação da saúde mental de adultos, o que pode dificultar a detecção precoce e o acesso a intervenções oportunas. Objetivo: O objetivo deste estudo foi adaptar e validar uma escala de autorrelato para adultos, derivada do Autorrelato de Adolescentes (ADA), que avalia sintomatologia psicopatológica e forças pessoais. Método: Participaram 9.885 adultos uruguaios ($M = 41,5$ anos; 62,7 % mulheres), que responderam à versão abreviada do instrumento ADAL (versão para adultos do ADA) e ao Índice de Bem-Estar Pessoal (PWI-A). Foram realizadas análises fatoriais confirmatórias, análises de confiabilidade, testes de invariância por gênero, idade e nível socioeconômico, e análises de correlação com bem-estar e variáveis sociodemográficas. Resultados: O modelo de seis dimensões apresentou bom ajuste ($CFI = 0,951$, $TLI = 0,944$, $RMSEA = 0,031$) e confiabilidade adequada (α ordinal = 0,71–0,90). Confirmou-se a invariância configural, métrica e escalar para os grupos de gênero, idade e nível socioeconômico. As correlações com o bem-estar evidenciaram validade baseada em relações com outras variáveis externas. Conclusões: O ADAL é um instrumento breve, válido e confiável para avaliar a saúde mental em adultos, com potencial de aplicação em contextos clínicos, comunitários e de pesquisa em populações de língua espanhola.

Palavras-chave: saúde mental; avaliação psicológica; propriedades psicométricas; invariância fatorial; Índice de Bem-Estar Pessoal

La salud mental en la población adulta constituye un componente fundamental del bienestar individual y colectivo, así como un determinante clave de la calidad de vida (Diener et al., 2018). En América Latina, la carga asociada a los trastornos mentales es elevada (Organización Panamericana de la Salud [OPS], 2023). La limitada disponibilidad de personal altamente especializado y de herramientas de evaluación estandarizadas constituyen desafíos significativos para el desarrollo y la implementación de intervenciones efectivas (OPS, 2023).

Factores socioculturales como las desigualdades socioeconómicas, el estigma y las barreras de acceso a los servicios de salud mental refuerzan la urgencia de desarrollar instrumentos de evaluación e intervenciones que sean culturalmente sensibles y aplicables en contextos latinoamericanos. Según la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2022a), entre el 76 % y el 85 % de las personas con trastornos mentales graves en países de ingresos bajos y medianos no acceden a tratamiento, en contraste con el 35-50 % en países de ingresos altos. A raíz de la pandemia de covid-19, la prevalencia de sintomatología psicopatológica aumentó significativamente, en especial, en ansiedad y depresión, y este fenómeno continúa siendo una preocupación global (OMS, 2022b; OPS, 2023). Estudios antecedentes muestran además diferencias de género en el impacto de la salud mental en hombres y mujeres (Otten et al., 2021; Prowse et al., 2021).

En este contexto, la detección temprana de síntomas puede mejorar significativamente las intervenciones preventivas y terapéuticas. No obstante, en América Latina persiste una escasez de instrumentos de cribado validados en español para población adulta (Tejada et al., 2014). En contraste, en Uruguay se han desarrollado o validado herramientas centradas en la salud mental infantil y adolescente (Castillo & Ortuño, 2023; Costa-Ball et al., 2023; Daset et al., 2015; Machado et al., 2021), lo que pone en evidencia la brecha en la adaptación cultural y lingüística de los instrumentos dirigidos a personas adultas en Uruguay.

La disponibilidad de los instrumentos psicométricamente válidos y fiables resulta esencial para fundamentar la formulación y la evaluación de las políticas públicas basadas en evidencia (OMS, 2022c). Las organizaciones internacionales recomiendan el uso de herramientas de cribado como medios eficaces para la detección oportuna en entornos clínicos y comunitarios (OMS, 2022a; OPS, 2023). En este contexto, los instrumentos de cribado breve se convierten en una herramienta eficaz y estratégica para identificar tempranamente sintomatología en la población general, y a partir de ello, facilitar el acceso a servicios, apoyar las decisiones clínicas y generar evidencia para el diseño de políticas públicas. Este tipo de instrumentos resulta especialmente útil en la atención primaria por su facilidad de administración y puntuación (World Health Organization, 2018).

Siguiendo estas directrices, en Uruguay se desarrolló un instrumento de cribado llamado Autoinforme de Adolescentes (ADA) para detectar dimensiones psicopatológicas, resilientes y prosociales en población adolescente (Daset et al., 2015). La construcción siguió un proceso progresivo de depuración psicométrica y validación empírica a partir de la versión inicial de 117 ítems. Para la obtención de la estructura interna se hicieron diferentes análisis factoriales exploratorios (AFE) y se generaron sucesivas reducciones que permitieron mejorar la parsimonia y la fiabilidad del instrumento. La versión de 82 ítems se consolidó tras la eliminación de reactivos redundantes o con bajo poder discriminativo, reunidos en seis dimensiones clínicamente significativas con un adecuado ajuste ($\chi^2 = 3488.89$, $gl = 2844$, $\chi^2/gl = 1.22$, CFI = .94, TLI = .93 y RMSEA = .026), con coeficientes alfa de Cronbach que oscilaron entre .84 y .94. Posteriormente, se elaboró una versión abreviada de 24 ítems, a partir de seleccionar los cuatro reactivos con mayor carga factorial en cada una de las seis dimensiones. La versión abreviada del ADA ha demostrado buenas propiedades psicométricas en población adolescente (Daset et al., 2021), con índices de ajuste adecuados ($\chi^2 = 320.12$; $gl = 237$; $p < .001$; $\chi^2/gl = 1.35$; CFI = .95; TLI = .96; RMSEA = .031) y niveles aceptables de fiabilidad (alfa ordinal): F1 (depresión/ansiedad) = .91, F2 (conducta disocial/adictiva) = .78, F3 (desregulación emocional) = .76, F4 (ansiedad social) = .81, F5 (resiliencia/prosocialidad) = .76 y F6 (obsesión/compulsión) = .65.

El instrumento ADA y el ADAL (versión para adultos) se basan en el modelo Achenbach System of Empirically Based Assessment (ASEBA) de Achenbach (1978), validado empíricamente y con adaptaciones realizadas en distintos contextos culturales (Lemos et al., 1992; López-Soler et al., 2010; Verhulst & Achenbach, 1995). ASEBA ofrece un marco integral para la evaluación empírica de los problemas emocionales y conductuales a lo largo del desarrollo. Originalmente diseñado para población infantil y adolescente mediante el Youth Self-Report (YSR), ha mostrado una estructura jerárquica estable que organiza los síntomas en síndromes específicos y dimensiones amplias de tipo internalizante y externalizante. Dicha coherencia factorial ha motivado su extensión al ámbito adulto mediante el desarrollo del Adult Self-Report (ASR), con el propósito de mantener la continuidad del modelo y permitir comparaciones longitudinales entre etapas del ciclo vital. Esta continuidad metodológica y conceptual convierte al modelo ASEBA en una herramienta particularmente valiosa para estudiar la persistencia y transformación de los patrones psicopatológicos desde la adolescencia hasta la adultez (Achenbach et al., 2017).

Por otra parte, evaluar el bienestar psicológico subjetivo (BPS) junto con indicadores de sintomatología psicopatológica posibilita una comprensión más equilibrada del continuo salud-enfermedad mental, que favorece la detección temprana de vulnerabilidades y la identificación de factores protectores que pueden mitigar el riesgo de desarrollo de una psicopatología. Esta integración resulta coherente con un enfoque de salud mental centrado tanto en la detección del malestar como en la promoción de fortalezas personales (Hedley et al., 2021). Niveles elevados de BPS actúan como un factor protector frente a trastornos mentales, mientras que su disminución se asocia con una mayor sintomatología depresiva y ansiosa (Anselmi et al., 2024; Diener et al., 2018). Las intervenciones orientadas a fortalecer el bienestar han mostrado una eficacia preventiva y terapéutica (Fernández et al., 2018; Fernández et al., 2024), por lo que integrar su medición en evaluaciones de salud mental es metodológicamente sólido y clínicamente pertinente (Enríquez et al., 2023).

Diversos estudios han hallado asociaciones negativas entre el Índice de Bienestar Personal (PWI; Cummins et al., 2003) y los síntomas de ansiedad y depresión, y relaciones positivas con factores protectores como la resiliencia y la prosocialidad (Hedley et al., 2021; Jeyagurunathan et al., 2025). En adolescentes y jóvenes adultos, mayores dificultades emocionales y conductuales se vinculan con un menor bienestar, mientras que niveles más altos de resiliencia se asocian con un mayor bienestar personal (Soriano-Díaz et al., 2022; Tomin & Weinberg, 2018).

Este estudio tiene como objetivo adaptar y validar psicométricamente un instrumento de cribado de la sintomatología psicopatológica y las fortalezas para la población adulta uruguaya, a partir del ADA, desarrollado originalmente para adolescentes de 12 a 18 años (Daset et al., 2015; Daset et al., 2021). El instrumento adaptado para adultos, denominado ADAL, conserva la estructura básica del ADA, con una versión abreviada de 24 ítems distribuidos en seis dimensiones. Se utiliza una escala tipo Likert de cinco puntos para evaluar la frecuencia de emociones, comportamientos y pensamientos en el último mes.

En este trabajo se presentan los análisis psicométricos del ADAL en población adulta uruguaya, incluyendo la estructura factorial, la invarianza, la fiabilidad, la relación con variables sociodemográficas y con el BPS. La validación del ADAL puede implicar un avance significativo para la evaluación de la salud mental en adultos en Uruguay y otros países de la región. Su utilidad como herramienta breve, accesible y culturalmente pertinente la podría convertir en una opción valiosa para la práctica clínica, la salud pública y la investigación.

Método

Se empleó un diseño instrumental y empírico (Ato et al., 2013), siguiendo las directrices de la Comisión Internacional de Test para la adaptación de test (Hernández et al., 2020), para el desarrollo de instrumentos de evaluación psicológica y las recomendaciones metodológicas para análisis factoriales (Carretero & Pérez-Díaz, 2005; Ferrando et al., 2022; López-Pina & Veas, 2024). El estudio se enmarca en un enfoque cuantitativo basado en estrategias descriptivas, comparativas y asociativas (Ato et al., 2013).

Participantes

La muestra incluyó 9.885 personas mayores de 19 años ($M = 32.78$, $DE = 12.24$), seleccionadas mediante un muestreo no probabilístico intencional. El 61.9 % se identificó como mujer cisgénero, el 36.7 % como hombre cisgénero, el 0.5 % como persona transgénero y el 0.7 % seleccionó otra identidad de género o no respondió. Por edad, el 35 % eran jóvenes (19-24 años), el 48 % adultos jóvenes (25-44) y el 17 % adultos/adultos mayores (45-88 años). El 8 % pertenece a un nivel socioeconómico bajo, el 66 % medio y el 26 % alto. Geográficamente, el 68 % reside en la zona metropolitana y el resto en el interior del país (32 %).

Instrumentos

El *Cuestionario de Autoinforme para Adultos* (ADAL) fue desarrollado en la Universidad Católica del Uruguay para evaluar dimensiones psicopatológicas, resilientes y prosociales. Deriva del ADA (Daset et al., 2015), del que conserva su estructura factorial de seis dimensiones: F1: depresión/ansiedad; F2: disocial con comportamiento adictivo, F3: desregulación disruptiva del estado de ánimo, F4: ansiedad social, F5: resiliencia/prosocialidad y F6: obsesión/compulsión. Los 24 ítems se responden en una escala Likert de cinco puntos (1: *Totalmente en desacuerdo*; 5: *Totalmente de acuerdo*).

La adaptación de la versión abreviada del ADA para su uso en población adulta se realizó siguiendo los estándares internacionales de adaptación lingüística y validez basada en contenido (American Educational Research Association [AERA] et al., 2014). El propósito fue garantizar que los 24 ítems conservaran los constructos psicológicos originales, expresados ahora en un registro adecuado para adultos uruguayos. La adaptación se realizó mediante revisión experta, asegurando la equivalencia semántica y la adecuación contextual. En una primera etapa, el equipo de investigación en Psicopatología y Bienestar de la Universidad Católica del Uruguay —responsable del desarrollo original del ADA— efectuó una reformulación lingüística preliminar de los ítems, ajustando expresiones, tiempos verbales y redacción, para asegurar claridad, naturalidad y equivalencia conceptual con la versión para adolescentes. Se modificaron expresiones como el tratamiento de “tú” a “usted” y términos como “liceo” por “trabajo/estudio”.

En la segunda etapa, se llevó a cabo una evaluación de contenido mediante juicio experto. Dos doctores en Psicología especializados en psicopatología (uno en España y otro en Uruguay) revisaron los ítems y los evaluaron en términos de: (1) adecuación lingüística para adultos, (2) suficiencia del contenido, (3) claridad, (4) coherencia conceptual con cada dimensión del ADA, y (5) relevancia para el constructo evaluado. Sus observaciones cualitativas fueron analizadas y consensuadas por el equipo, que realizó ajustes cuando resultó necesario para preservar el significado original. El proceso dio como resultado una versión lingüísticamente adaptada —ADAL— que mantiene la estructura conceptual y las seis dimensiones del ADA, aportando evidencia sólida de validez basada en contenido para su aplicación en población adulta.

El *Índice de Bienestar Personal-Adultos* (PWI-A; Cummins, 2024) evalúa la satisfacción subjetiva en siete dominios mediante una escala tipo Likert de 11 puntos que va de 0: *nada satisfecho* a 10: *totalmente satisfecho*. El puntaje total se obtiene promediando las respuestas a los siete ítems y luego convirtiendo este promedio a un puntaje entre 0 y 100 mediante la fórmula: $(\text{media}/10) \times 100$, donde

0 indica el menor nivel posible de bienestar y 100 el máximo. Se utilizó la versión validada para Uruguay que mostró un ajuste unidimensional adecuado ($\chi^2(13) = 260.52$, $p < .001$; RMSEA = .063; CFI = .979; TLI = .966; SRMR = .022) y buena fiabilidad (α ordinal = .84) (Fernández et al., 2021).

Con el propósito de caracterizar a los sujetos participantes, se utilizó la *Encuesta Sociodemográfica ADA* (Daset et al., 2021), que recopiló información sobre variables sociodemográficas (género, edad, nivel educativo, situación laboral y antecedentes familiares relevantes), así como comportamientos vinculados a la salud (por ejemplo, patrones de sueño y consumo de sustancias). Para evaluar el nivel socioeconómico, se utilizó la versión reducida del Índice de Nivel Socioeconómico (INSE; Perera, 2018), un indicador ampliamente utilizado en investigaciones nacionales que combina información sobre educación, ocupación e infraestructura del hogar para clasificar a las familias en tres estratos socioeconómicos comparables (bajo, medio y alto).

Procedimiento

La recolección de datos se realizó mediante un cuestionario online difundido por medio de redes sociales y correo electrónico, siguiendo un muestreo no probabilístico de tipo intencional. El formulario, administrado en Google Forms, incluía una página inicial con los objetivos del estudio, la duración estimada (hasta 20 minutos), la voluntariedad de la participación, el anonimato y el consentimiento informado. El orden de presentación de los instrumentos fue: (1) encuesta sociodemográfica, (2) INSE, (3) cuestionario ADAL y (4) PWI-A.

Se respetaron las normativas nacionales sobre investigación en seres humanos (Decreto 001-4573/2007 y Ley n.º 18.331). La confidencialidad y el anonimato de los participantes fueron garantizados. Todos los datos se recopilaron y almacenaron en una base de datos segura, accesible únicamente para el equipo de investigación. El proyecto recibió el aval del Comité de Ética de la Universidad Católica del Uruguay. Los datos se recopilaron entre febrero y julio de 2022.

Análisis de los datos

El análisis psicométrico se organizó en cinco etapas secuenciales, siguiendo un diseño de validación cruzada y los estándares de la AERA et al. (2014). La muestra no representativa ($N = 9885$) se dividió aleatoriamente en dos mitades equivalentes mediante el procedimiento SOLOMON (Lorenzo-Seva, 2022).

Etapas 1: Análisis factorial exploratorio (AFE)

Con la primera submuestra ($n = 4943$) se realizó un AFE en el programa FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006), utilizando una matriz de correlaciones policóricas, una estimación mediante mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y una rotación oblicua Promin (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019). La adecuación muestral se evaluó mediante el índice KMO (valores $\geq .70$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($p < .05$). La decisión sobre el número de factores a retener se basó en el criterio BIC (Gibson et al., 2020). Se consideraron los supuestos de normalidad univariada (prueba de Kolmogorov-Smirnov), asimetría ($|As| < 3$) y curtosis ($K < 8$). La calidad de los ítems se examinó mediante el índice QIM y el coeficiente MSA (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2021), excluyéndose aquellos con valores de MSA inferiores a .50. La fiabilidad interna se estimó mediante el coeficiente alfa ordinal.

Etapas 2: Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Con la segunda submuestra ($n = 4942$), se realizó un AFC en Mplus 8.5 (Muthén & Muthén, 2017) utilizando el estimador WLSMV, adecuado para variables categóricas ordinales. Se evaluó el ajuste del modelo identificado en el paso previo mediante los índices χ^2 , χ^2/gl , CFI, TLI, RMSEA y SRMR, considerando los puntos de corte recomendados en la literatura (Schreiber et al., 2006): valores de CFI y TLI $\geq .95$ indican ajuste excelente y $\geq .90$ aceptable, RMSEA $\leq .06$ y SRMR $\leq .08$ reflejan buen ajuste. Posteriormente, se probó el modelo en la muestra total para confirmar la estabilidad de la solución factorial obtenida. Se evaluaron los indicadores de fiabilidad y validez de constructo derivados del modelo confirmatorio. La fiabilidad compuesta (CR) se consideró adecuada cuando presentó valores iguales o superiores a .70, lo que indica una proporción suficiente de varianza verdadera respecto del error de medición (Hair et al., 2020). La validez convergente se examinó mediante la varianza media extraída (AVE), aceptándose valores $\geq .50$ como evidencia de que el constructo explica al menos el 50 % de la varianza de sus ítems (Fornell & Larcker, 1981). La validez discriminante se estimó mediante el índice HTMT (Heterotrait-Monotrait Ratio of Correlations), calculado a partir de correlaciones

policóricas entre ítems; valores $< .85$ indican discriminación adecuada (Henseler et al., 2015). La consistencia interna se evaluó adicionalmente mediante el alfa ordinal (Zumbo et al., 2007), apropiado para ítems ordinales a partir de correlaciones policóricas (Gadermann et al., 2014). Finalmente, se reportaron las cargas estandarizadas, sus errores estándar y los coeficientes de determinación (R^2) de cada ítem.

Etapas 3: Evaluación de la invarianza multigrupo (MG-CFA) con la muestra total

Con la muestra total, se evaluó la invarianza factorial del modelo de seis factores por género, edad y nivel socioeconómico (NSE) mediante MG-CFA en Mplus 8.5 (Muthén & Muthén, 2017), utilizando el estimador WLSMV. Se testearon secuencialmente los modelos configural, métrico y escalar, evaluando el ajuste global, usando los criterios de invarianza basados en cambios de $\Delta CFI \leq .010$ y $\Delta RMSEA \leq .015$ (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). Las variables agrupadoras fueron definidas siguiendo criterios teóricos del desarrollo adulto. La variable edad se clasificó en tres grupos evolutivos: (1: adultez emergente 20–24 años, 2: adultez temprana e intermedia 25–44 años, y 3: adultez media y tardía 45 años o más) (Arnett, 2000; Dyussenbayev, 2017). Las otras variables agrupadoras fueron: género (1: hombres, 2: mujeres) y nivel socioeconómico (NSE; 1: bajo, 2: medio, 3: alto).

Etapas 4: Evidencia de validez externa

Finalmente, se exploró la validez basada en relaciones con variables externas (género, edad, NSE y bienestar subjetivo). Se emplearon correlaciones de Spearman, pruebas de Kruskal-Wallis y comparaciones post hoc, debido a la no normalidad de las distribuciones y la naturaleza ordinal de los datos. Se formularon hipótesis basadas en literatura previa (Cummins et al., 2014; Jeyagurunathan et al., 2025), anticipando correlaciones negativas entre dimensiones de malestar psicológico (F1, F2, F3, F4 y F6) y bienestar subjetivo (PWI), y una correlación positiva con la dimensión de resiliencia y prosocialidad (F5) (Martínez-Moreno et al., 2020; Tomin & Weinberg, 2018). La evidencia internacional muestra un gradiente social consistente en salud mental: los adultos con menor NSE presentan mayores niveles de depresión, ansiedad y distrés psicológico (Lorant et al., 2003). En línea con este patrón, se espera que un menor NSE se asocie con peores indicadores de salud mental en esta muestra. A su vez, se espera que las mujeres presenten mayores tasas de trastornos internalizantes y los hombres mayores tasas de trastornos externalizantes (Kayrouz et al., 2025) y que los adultos jóvenes presenten mayores tasas de ansiedad y depresión que los adultos medios y mayores (Collier Villaume et al., 2023).

Etapas 5: Evidencias adicionales de validez externa mediante la comparación del ADAL con valores normativos del ADA

Con el fin de aportar evidencia adicional de validez externa, se realizó una comparación entre los puntajes obtenidos con el ADAL en población adulta y los valores normativos del ADA reportados para adolescentes en el estudio original (Daset et al., 2015). Dado que el objetivo era contrastar las medias del grupo adulto con valores de referencia, se evaluó inicialmente el cumplimiento del supuesto de normalidad. Sin embargo, las pruebas de Kolmogorov-Smirnov y Anderson-Darling indicaron violaciones significativas del supuesto de normalidad ($p < .001$), por lo que se descartó la prueba t para una muestra. Ante la falta de normalidad, se aplicó la prueba no paramétrica de Wilcoxon para una muestra, adecuada para contrastar una mediana observada contra un valor teórico. Se calculó también el tamaño del efecto mediante la correlación biserial de rangos (r), interpretado como pequeño ($\approx .10$), mediano ($\approx .30$) o grande ($\geq .50$), siguiendo los criterios de Cohen (1988). Todas las etapas del análisis siguieron estándares de reporte recomendados para estudios de validación psicométrica (Brown, 2015; Kline, 2023).

Resultados

Etapas 1: Análisis factorial exploratorio (AFE)

El análisis preliminar evidenció desviaciones significativas de la normalidad univariada en la totalidad de los ítems (Tabla 1), con valores extremos de asimetría y curtosis, por lo que se utilizó una matriz de correlaciones policóricas para el AFE, conforme a las recomendaciones actuales (Lloret-Segura et al., 2014). El test de esfericidad de Bartlett fue significativo, $\chi^2 (276) = 56.795.2$, $p < .001$, y el índice KMO fue .88, lo que indica una adecuada idoneidad muestral.

Tabla 1

Análisis de ítems con primera submuestra (n = 4943)

	M	Sk	ku	QIM	MSA	F1	F2	F3	F4	F5	F6	h ²
1	0.06	7.27	60.60	1	0.85	-.03	-.03	-.01	-.09	.81	.05	.58
2	0.02	11.58	159.89	1	0.73	-.01	.14	-.04	.01	.65	-.12	.51
3	0.17	3.69	14.17	1	0.94	-.03	.08	.10	.04	.41	.06	.35
4	0.07	6.45	47.48	1	0.88	.02	-.01	.00	.09	.58	.09	.43
5	0.31	2.62	6.70	1	0.88	.02	-.03	1.07	-.17	.06	.05	.95
6	0.22	3.40	12.41	1	0.91	-.02	.00	.88	-.02	.04	.00	.82
7	0.56	1.90	2.78	1	0.91	.06	-.03	.93	.02	.03	-.03	.83
8	0.66	1.49	1.63	1	0.96	-.09	.07	.58	.30	-.10	-.07	.68
9	0.57	1.75	2.28	1	0.85	-.02	-.09	-.05	.85	.10	.01	.70
10	0.69	1.50	1.33	1	0.83	-.03	-.02	.05	.72	-.01	.06	.61
11	0.32	2.72	7.27	1	0.92	-.03	-.04	.11	.47	.05	.09	.39
12	0.20	3.62	14.44	1	0.95	.09	.10	.05	.77	-.02	-.08	.58
13	3.07	-1.41	1.67	4	0.89	.68	.01	.14	.02	-.14	.01	.42
14	3.01	-1.12	1.03	4	0.91	.75	-.03	-.06	.01	.02	.03	.60
15	3.09	-1.19	1.18	4	0.86	.86	.02	-.01	.00	.07	-.01	.72
16	3.16	-1.24	1.73	4	0.87	.77	-.00	-.05	.00	.01	-.02	.63
17	0.46	2.00	3.62	1	0.84	.07	.64	-.09	-.08	.12	.03	.44
18	0.56	1.70	2.41	1	0.86	-.02	.86	-.08	.10	-.14	.01	.64
19	0.33	2.74	7.52	1	0.93	-.06	.75	.09	-.07	-.03	.08	.62
20	0.14	4.22	20.60	1	0.90	.02	.73	.06	-.02	.13	-.08	.66
21	2.08	-0.12	-1.12	4	0.73	.07	.05	.03	.05	-.09	.60	.39
22	1.64	0.29	-1.12	4	0.75	.00	.00	-.01	.05	-.03	.63	.42
23	0.86	1.21	0.26	2	0.92	-.05	-.02	.02	-.04	.11	.78	.63
24	1.25	0.63	-0.83	4	0.90	.01	.01	-.08	.36	-.03	.45	.43

Nota. M: media; Sk: asimetría; Ku: curtosis; h²: Comunalidad. En negritas cargas factoriales y comunalidad.

Como medida complementaria de validez estructural, se aplicó el estadístico Quartile of Ipsative Means (QIM), que mostró una clara diferenciación entre los ítems de malestar (cuartil 1) y de prosocialidad/resiliencia (cuartil 4). Este patrón es esperable en los instrumentos que evalúan síntomas de salud mental, dado que la baja prevalencia de tales síntomas en la población no clínica tiende a generar distribuciones asimétricas y varianza restringida (Clark & Watson, 1995).

Los resultados del análisis de estimación del número de factores a retener, realizado mediante el criterio BIC, sugirieron la retención de seis factores con muy buenos índices de ajuste ($\chi^2 = 255.98$, $gl = 147$, $\chi^2/gl = 1.73$; CFI = .99; TLI = .99; RMSEA = .012; RMSR = .021) y con 72 % de la varianza total acumulada.

Los índices de determinación factorial (FDI = .92-.98) confirman la precisión de las puntuaciones factoriales. En conjunto, las seis dimensiones del ADAL están adecuadamente definidas y presentan puntuaciones factoriales altamente fiables (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016).

Las cargas factoriales obtenidas mostraron que cada conjunto de ítems se agrupó coherentemente en las seis dimensiones latentes, con cargas elevadas en el factor teórico esperado, mínimas cargas cruzadas y alta comunalidad. Estos resultados respaldan empíricamente la validez estructural del instrumento (Tabla 1), lo que indica que los ítems están adecuadamente representados por los factores comunes retenidos, conforme a los criterios psicométricos recomendados (Lloret-Segura et al., 2014).

En síntesis, el AFE realizado sobre la primera submuestra identificó una solución factorial de seis dimensiones, que reproduce la estructura reportada en los estudios psicométricos del ADA (Daset et al., 2015) y en la versión actualizada de su manual de autoinforme para adolescentes (Daset et al., 2021). Esta replicación del patrón factorial proporciona evidencia inicial de validez en la población adulta y sugiere la consistencia conceptual del modelo entre etapas evolutivas.

Etapa 2: Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Se realizó un AFC sobre la segunda submuestra (n = 4943) utilizando el estimador WLSMV adecuado para ítems ordinales. Se evaluó el modelo de seis factores identificado previamente mediante el AFE en la primera submuestra. Los resultados indicaron un ajuste excelente del modelo

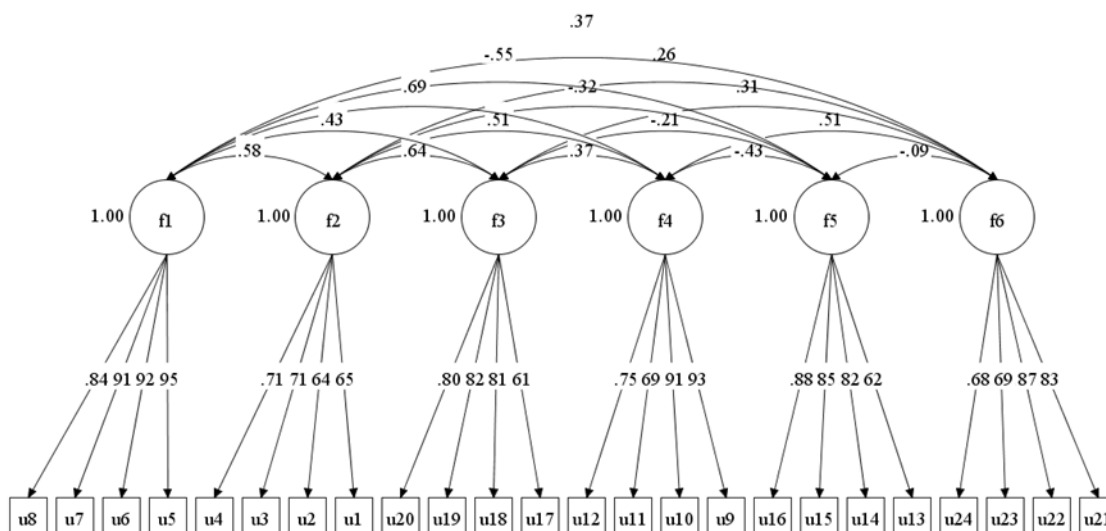
($\chi^2(237) = 3658.44, p < .001$; CFI = .965; TLI = .959; RMSEA = .054, IC90% [.053-.056]; SRMR = .052) según los puntos de corte recomendados (Schreiber et al., 2006).

Todas las cargas factoriales estandarizadas fueron significativas ($p < .001$) y superiores a .61, lo que indica que los ítems se agrupan de manera coherente en sus respectivos factores (Brown, 2015). Además, las correlaciones entre factores fueron moderadas y consistentes con la naturaleza interrelacionada de los dominios evaluados, lo que respalda la independencia parcial de las dimensiones.

Confirmada la estructura de seis factores en la submuestra segunda, se replicó el AFC en la muestra completa ($N = 9885$). El modelo mostró un excelente ajuste ($\chi^2(237) = 7955, p < .001$; CFI = .96; TLI = .95; RMSEA = .057; SRMR = .052) (Figura 1).

Figura 1

Modelo confirmatorio de seis factores del instrumento ADAL (N = 9885)



Nota. Modelo estimado con el método WLSMV. Todos los parámetros son significativos ($p < .001$).

La Tabla 2 presenta las cargas factoriales estandarizadas, los errores estándar, la fiabilidad calculada con el método del alfa ordinal y las comunales de los ítems del modelo de seis factores. Todos los ítems mostraron cargas significativas, con errores bajos y comunales aceptables, lo que evidencia una adecuada representación de los factores latentes. Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ($p < .001$), lo que indica que los ítems se agrupan coherentemente en las dimensiones propuestas.

Tras confirmar la estructura factorial del ADAL mediante el AFC, se evaluaron los indicadores de fiabilidad y validez de constructo. En primer lugar, se estimaron la fiabilidad compuesta (CR) y la varianza media extraída (AVE) para analizar la consistencia interna y la validez convergente de cada dimensión. En segundo lugar, se examinó la validez discriminante entre los factores mediante el índice HTMT (Heterotrait–Monotrait Ratio of Correlations), calculado a partir de correlaciones policóricas entre ítems. La Tabla 3 presenta conjuntamente los valores de CR, AVE y HTMT para las seis dimensiones del modelo, lo que evidencia la calidad psicométrica del instrumento.

Tabla 2

Análisis factorial confirmatorio: cargas, errores estándar, fiabilidad y comunalidades

Ítems	λ_{ij}	S.E.	R ²
Factor 1: Depresión/Ansiedad (fiabilidad: α ordinal = .93)			
5. Pienso en cómo quitarme la vida	.95	.003	.90
6. Me siento tan mal que quisiera hacerme daño	.92	.004	.85
7. He deseado estar muerto/a	.91	.003	.82
8. Me siento triste e infeliz la mayor parte del tiempo	.84	.005	.71
Factor 2: Disocial con comportamiento adictivo (fiabilidad: α = .77)			
1. He robado o estafado dinero en el trabajo o a otra gente	.65	.027	.43
2. Hago sufrir animales si tengo ganas	.64	.033	.41
3. Cada vez necesito consumir más alcohol o drogas para sentir el mismo efecto	.71	.019	.50
4. He prendido fuego cosas que no debía	.71	.023	.50
Factor 3: Desregulación disruptiva del estado de ánimo y comportamiento disocial (fiabilidad: α ordinal = .86)			
17. Si alguien me pega primero, empiezo a pegarle y no puedo parar	.60	.011	.36
18. Cuando empiezo a insultar, no puedo parar	.81	.009	.65
19. Sí tengo ganas de romper algo, me cuesta controlarme	.82	.010	.67
20. Amenazo a los demás	.80	.013	.64
Factor 4: Ansiedad social (fiabilidad: α ordinal = .89)			
9. Por temor a que se burlen de mí, no me acerco mucho a la gente	.93	.004	.86
10. Cuando estoy entre mucha gente tengo miedo de que se burlen de mí	.91	.004	.83
11. Me da miedo ir al trabajo, salir a la calle	.69	.010	.47
12. Recibo más insultos o bromas humillantes de las que puedo soportar	.75	.010	.56
Factor 5: Resiliencia/Prosocialidad (fiabilidad: α = .87)			
13. Cuando tengo un problema, hago todo para resolverlo	0.62	.008	0.39
14. Aunque pasen cosas difíciles, puedo encontrar un motivo para sonreír	0.82	.005	0.67
15. Pienso que me van a pasar cosas buenas	0.85	.005	0.72
16. Cuando tengo un problema, pienso que hay una solución	0.88	.005	0.78
Factor 6: Obsesión/Compulsión (fiabilidad: α = .84)			
21. Tengo que revisar las cosas que hago, para comprobar que están bien (cerrar con llave, etcétera)	.82	.005	.67
22. Antes de salir de casa tengo que revisar varias veces mis cosas	.87	.005	.76
23. Repito ciertas acciones (como tocar algo o lavarme las manos) porque eso me tranquiliza	.69	.007	.48
24. Evito ciertas cosas, lugares o actividades que me dan miedo	.68	.008	.46

Nota. λ_{ij} : cargas factoriales; S.E.: error estándar; R²: comunalidad.

Tabla 3

Fiabilidad compuesta (CR), validez convergente (AVE) y validez discriminante (HTMT policórico) de los factores del ADAL

Factores	F1	F2	F3	F4	F5	F6	CR
F1. Depresión/Ansiedad	.82						.76
F2. Disocial/Adictivo	.57	.46					.95
F3. Desregulación/Disruptivo	.45	.64	.58				.89
F4. Ansiedad Social	.75	.54	.41	.68			.87
F5. Resiliencia/Prosocialidad	.51	.29	.24	.44	.64		.85
F6. Obsesión/Compulsión	.41	.28	.33	.58	.13	.60	.85

Nota. Por debajo de la diagonal principal se presenta la proporción heterorasgo-monorasgo (HTMT), que es un índice moderno de validez discriminante, calculado a partir de correlaciones policóricas entre ítems (Henseler et al., 2015). En la diagonal principal (en negrita) se muestra la AVE y en la columna derecha la fiabilidad compuesta (CR). Criterios de referencia: CR \geq .70 (fiabilidad adecuada), AVE \geq .50 (validez convergente) y HTMT < .85 (validez discriminante).

Etapas 3: Evaluación de la invarianza multigrupo (MG-CFA) con la muestra total

Se evaluó la invarianza factorial del instrumento ADAL en función del género, grupo etario y el NSE, mediante un enfoque jerárquico secuencial que incluyó los modelos configural, métrico y escalar. Antes del análisis, se realizaron transformaciones para evitar problemas de estimación derivados de celdas vacías en algunas combinaciones grupo-categoría. Las cinco opciones originales de respuesta se

recodificaron en cuatro categorías, manteniendo la direccionalidad teórica de cada ítem. En los ítems de malestar psicológico (1-12 y 17-24) se agruparon las categorías superiores (4 y 5) —por su baja frecuencia—, mientras que en los de resiliencia (13-16) se agruparon las inferiores (1 y 2). Esta transformación estabilizó las estimaciones y garantizó la validez del análisis multigrupo.

Los índices de ajuste obtenidos para cada modelo se presentan en la Tabla 4. En los tres casos analizados (género, edad y NSE), los modelos mostraron ajustes adecuados en cada nivel de restricción, y los cambios observados entre modelos consecutivos fueron inferiores a los criterios sugeridos ($\Delta\text{CFI} < .010$; $\Delta\text{RMSEA} < .015$; (Chen, 2007).

Tabla 4
Análisis de invarianza factorial del ADAL por género, edad y nivel socioeconómico

Modelo	X ² (gl)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA
Género							
Configural	7804.10*** (474)	.962	.955	.056	.053		
Métrico	7929.91*** (492)	.961	.956	.055	.054	-.001	-.001
Escalar	7977.54*** (558)	.961	.962	.052	.055	+.000	-.003
Grupo etario							
Configural	7250.78*** (711)	.962	.956	.053	.057		
Métrico	6929.08*** (747)	.964	.961	.050	.057	+.002	-.003
Escalar	6784.88*** (831)	.966	.966	.047	.057	+.002	-.003
Nivel socioeconómico							
Configural	7007.22*** (711)	.965	.959	.052	.060		
Métrico	6783.28*** (747)	.966	.963	.050	.061	+.001	-.002
Escalar	6666.96*** (831)	.967	.967	.046	.061	+.001	-.004

Nota. CFI: Comparative Fit Index; TLI: Tucker–Lewis Index; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual.
*** $p < .000$.

Los resultados indican que el modelo de seis factores del ADAL presenta equivalencia configural, métrica y escalar entre hombres y mujeres, grupos etarios y niveles socioeconómicos. Por tanto, las comparaciones de medias latentes entre grupos pueden interpretarse como diferencias reales en los constructos evaluados y no como artefactos de medición (Milfont & Fischer, 2010). Esta evidencia de invarianza factorial respalda la aplicabilidad del instrumento en estudios comparativos dentro de la población adulta uruguaya.

Etapla 4: Evidencias de validez con variables externas

Con el propósito de examinar la validez convergente y la robustez externa del modelo, se exploraron las relaciones entre las seis dimensiones del ADAL y las variables externas teóricamente relevantes: género, edad, NSE y el PWI (Cummins et al., 2003).

Las correlaciones mostraron asociaciones significativas ($p < .001$) de magnitud moderada a alta entre los factores latentes, lo que respalda la coherencia interna y la diferenciación conceptual de las dimensiones (Brown, 2015). La dimensión resiliencia/prosocialidad correlacionó positivamente con el bienestar subjetivo, mientras que las dimensiones vinculadas al malestar psicológico (depresión/ansiedad, ansiedad social, obsesión/compulsión y conducta disocial/adictiva) se asociaron negativamente con el PWI (Tabla 5).

Estos resultados aportan evidencia sólida de validez convergente, mostrando un patrón de correlaciones coherente con la teoría del bienestar subjetivo y la literatura sobre salud mental (Cummins et al., 2014; Jeyagurunathan et al., 2025; Martínez-Moreno et al., 2020; Tomin & Weinberg, 2018). Las asociaciones con las variables sociodemográficas, aunque de baja magnitud, confirmaron tendencias esperables en la literatura internacional: una mayor vulnerabilidad emocional en mujeres, en especial en depresión y ansiedad, y en hombres en indicadores externalizantes (Kayrouz et al., 2025), en jóvenes (Collier Villaume et al., 2023) y en personas de nivel socioeconómico bajo (Lorant et al., 2003), lo que refuerza la validez externa del instrumento.

Tabla 5

Correlaciones entre factores latentes y puntajes empíricos del ADAL y asociaciones con variables externas

Factor	1	2	3	4	5	6	PWI	Género	Edad	NSE
F1	-	.58	.43	.68	-.55	.37	-.54**	.07**	-.17**	-.058**
F2	.31	-	.63	.51	-.32	.26	-.19**	-.10**	-.17**	.04**
F3	.28	.26	-	.37	-.21	.31	-.21**	-.13**	-.07**	-.02
F4	.52	.26	.23	-	-.43	.51	-.43**	.09**	-.27**	-.05**
F5	-.43	-.17	-.15	-.31	-	-.09	.47**	-.00	.20**	-.01
F6	.27	.14	.21	.38	-.10	-	-.23**	.06***	-.17**	-.07**

Nota. Por encima de la diagonal principal se reporta la matriz de correlaciones entre factores latentes y debajo la matriz de correlaciones de los puntajes empíricos (ambas matrices de correlaciones presentan p valores $< .001$). En las columnas a la derecha las correlaciones en la muestra no representativa con el PWI y las variables sociodemográficas. F1: depresión/ansiedad, F2: disocial/adictivo, F3: desregulación/disruptivo, F4: ansiedad social, F5: resiliencia/prosocialidad, F6: obsesión/compulsión.

*** $p < .001$

Diferencias por sexo, edad y nivel socioeconómico

Considerando la naturaleza ordinal de los ítems y la ausencia de normalidad, se utilizaron pruebas no paramétricas. La U de Mann-Whitney mostró diferencias significativas por sexo en cinco de las seis dimensiones. Las mujeres presentaron puntuaciones más altas en depresión/ansiedad, ansiedad social y obsesión/compulsión, mientras que los hombres puntuaron más alto en disocial/adictivo y desregulación disruptiva. No se observaron diferencias en resiliencia/prosocialidad.

La prueba de Kruskal-Wallis reveló diferencias por grupo etario en las seis dimensiones, con tamaños de efecto pequeños a moderados ($\epsilon^2 = .00-.06$). Los puntajes disminuyeron progresivamente desde el grupo más joven (19-24 años) hasta el de mayor edad (≥ 45 años), excepto en resiliencia/prosocialidad, en el que los adultos mayores obtuvieron valores más altos. En cuanto al nivel socioeconómico, se observaron diferencias en cuatro dimensiones (F1, F2, F4 y F6): los participantes del NSE bajo mostraron mayores niveles de malestar psicológico, mientras que los de NSE alto presentaron mayor implicación en conductas disociales (Tabla 6).

Tabla 6

Resultados de la prueba de Kruskal-Wallis por grupo etario y nivel socioeconómico en las dimensiones del ADAL

Factor	H (2)	p	Post hoc
Grupo etario			
F1 Depresión/Ansiedad	252.8	$< .001$	19-24 > 25-44 > 45-88
F2 Disocial/Adictivo	216.6	$< .001$	19-24 > 25-44 > 45-88
F3 Desregulación/Disruptivo	41.7	$< .001$	19-24 > 25-44 > 45-88
F4 Ansiedad Social	610.4	$< .001$	19-24 > 25-44 > 45-88
F5 Resiliencia/Prosocialidad	346.1	$< .001$	19-24 < 25-44 < 45-88
F6 Obsesión/Compulsión	239.1	$< .001$	19-24 > 25-44 > 45-88
Nivel socioeconómico			
F1 Depresión/Ansiedad	32.96	$< .001$	Bajo = Medio < Alto
F2 Disocial/Adictivo	15.30	$< .001$	Bajo = Medio > Alto
F3 Desregulación/Disruptivo	3.96	.138	n.s.
F4 Ansiedad Social	21.26	$< .001$	Bajo > Medio > Alto
F5 Resiliencia/Prosocialidad	2.16	.339	n.s.
F6 Obsesión/Compulsión	50.09	$< .001$	Bajo < Medio < Alto

Nota. Los valores en la columna Post hoc muestran el patrón de diferencias que indican la dirección de las diferencias significativas entre grupos etarios o niveles socioeconómicos; n.s.: no significativo; H (2): estadístico de Kruskal-Wallis con 2 grados de libertad.

*** $p < .001$

Etapas 5: Evidencias adicionales de validez externa mediante la comparación del ADAL con valores normativos del ADA

Dado que el objetivo fue contrastar los puntajes observados en adultos con las medias publicadas para adolescentes (Daset et al., 2015), se evaluó el supuesto de normalidad. Como las

distribuciones presentaron violaciones significativas ($p < .001$), se aplicó la prueba no paramétrica de Wilcoxon para una muestra, acompañada del tamaño del efecto (correlación biserial de rangos, r).

Los resultados (Tabla 7) mostraron diferencias estadísticamente significativas en todas las dimensiones del instrumento. En la mayoría de los factores vinculados al malestar psicológico, los adultos presentaron valores significativamente menores que los adolescentes, lo que sugiere un menor nivel de malestar emocional en la adultez. En contraste, las dimensiones asociadas a las fortalezas personales y los comportamientos orientados al control, exhibieron el patrón opuesto: los adultos puntuaron significativamente más alto en resiliencia/prosocialidad (F5) y especialmente en obsesión/compulsión (F6), esta última con un tamaño del efecto muy grande.

Tabla 7
Comparación entre resultados de adultos (ADAL) con las medias publicadas en adolescentes (ADA; Daset et al., 2015)

Dimensión	Adultos	Adolescentes	W de Wilcoxon	p	r
	M	M			
F1 Depresión/Ansiedad	1.74	1.83	1.74×10^7	< .001	-.29
F2 Disocial/Adictivo	0.33	0.40	1.45×10^7	< .001	-.41
F3 Desregulación/Disruptivo	1.49	1.92	1.64×10^7	< .001	-.33
F4 Ansiedad Social	1.77	1.54	1.93×10^7	< .001	-.21
F5 Resiliencia/Prosocialidad	12.30	10.81	3.85×10^7	< .001	+.58
F6 Obsesión/Compulsión	5.84	0.59	4.80×10^7	< .001	+.97

Nota. r : tamaño del efecto, interpretado como pequeño ($\approx .10$), moderado ($\approx .30$) o grande ($\geq .50$), según Cohen (1988). Valores negativos de r indican que la media de adultos es menor que la media de referencia en adolescentes.

Discusión

Los resultados de este estudio aportan evidencia empírica robusta sobre la validez estructural, la invarianza factorial, la fiabilidad interna y la validez convergente del ADAL, lo que confirma su utilidad como instrumento breve y psicométricamente sólido para la evaluación de la sintomatología psicopatológica y las fortalezas en salud mental en la población adulta. El modelo de seis dimensiones mostró un excelente ajuste en el análisis factorial exploratorio y confirmatorio, manteniéndose invariante en distintos grupos sociodemográficos (género, edad y NSE), lo que evidencia su invarianza factorial. Estos hallazgos reflejan la estabilidad del constructo y su coherencia teórica con el modelo original del ADA (Daset et al., 2015), en el marco de las directrices internacionales para la validación de instrumentos de evaluación psicológica (AERA et al., 2014; Muñiz & Fonseca-Pedrero, 2019).

Las cargas factoriales fueron altas en todas las dimensiones, con índices de fiabilidad adecuados que confirman la precisión de las mediciones, entre las que se destaca el factor depresión/ansiedad como el de mayor consistencia interna, en línea con su relevancia clínica y epidemiológica en la población general. Estos resultados son consistentes con estudios previos realizados con el mismo instrumento en su versión para adolescentes (ADA; Daset et al., 2015; Fernández et al., 2018). Los factores del ADAL exhiben un patrón estructural coherente con el modelo ASEBA de Achenbach et al. (2017), lo que evidencia la continuidad conceptual entre las etapas evolutivas y refuerza la solidez del instrumento como herramienta de cribado transgeneracional.

Asimismo, las correlaciones con el PWI muestran un patrón coherente con lo esperado teóricamente. Las dimensiones del ADAL vinculadas al malestar psicológico (F1, F2, F3, F4 y F6) se asociaron negativamente con el bienestar subjetivo (Jeyagurunathan et al., 2025), mientras que la dimensión de resiliencia y prosocialidad (F5) mostró una correlación positiva con dicho indicador (Anselmi et al., 2024; Diener et al., 2018; Fernández et al., 2018; Martínez-Moreno et al., 2020; Tomyń & Weinberg, 2018).

A su vez, se observaron diferencias significativas en las puntuaciones de las subescalas según el género, la edad y el NSE, lo que evidencia la sensibilidad del instrumento para detectar variabilidad en los perfiles sintomáticos en función de características sociodemográficas. En particular, los análisis de género coinciden con el informe de la OMS (2022a), que señala una mayor prevalencia de malestar psicológico y trastornos mentales en las mujeres, especialmente ansiedad y depresión. De forma consistente, nuestros resultados muestran mayores niveles de sintomatología ansioso-depresiva en mujeres y personas jóvenes, tal como se ha reportado en estudios recientes en el contexto de la

pospandemia (Anselmi et al., 2024). En contraste, los hombres reportaron con mayor frecuencia conductas disociales y desregulación emocional (Leadbeater et al., 2023). Esta evidencia subraya la necesidad de adoptar un enfoque sensible al género en la evaluación e intervención en salud mental, reconociendo tanto las diferencias como las similitudes en las trayectorias psicológicas de mujeres y varones.

También se encontró un patrón evolutivo caracterizado por la disminución del malestar psicológico y el incremento de la resiliencia en la adultez, lo que coincide con modelos de desarrollo que destacan la mejora del control emocional y las estrategias de afrontamiento con la edad (Charles & Carstensen, 2010) y con resultados que muestran una correlación negativa entre resiliencia y malestar psicológico (Harms et al., 2018).

Por último, las diferencias según el NSE confirman que el malestar psicológico en niveles bajos se asocia con mayores niveles de depresión/ansiedad y ansiedad social, en línea con el gradiente social en salud mental descrito por Lorant et al. (2003). En contraste, el NSE alto presentó puntuaciones más elevadas en obsesión/compulsión y menor implicación disocial/adictivo. Esto sugiere que las manifestaciones de malestar psicológico varían según el contexto socioeconómico.

Finalmente, la comparación entre adultos con los resultados reportados en investigaciones anteriores con población adolescente mostró una reducción significativa del malestar personal en la adultez, junto con un aumento de la resiliencia, la prosocialidad y los comportamientos de control asociados a rasgos obsesivos compulsivos. Estos hallazgos sugieren una evolución hacia un perfil de mayor autorregulación afectiva y comportamental, y son coherentes con los procesos de madurez psicológica descritos por Soto et al. (2011).

La validación del ADAL representa un avance relevante para la evaluación psicológica en Uruguay, al proveer un instrumento psicométricamente sólido, breve y sensible a las características de la población local. Su estructura multidimensional se alinea con modelos como el ASEBA —en el que se fundamenta conceptualmente— y con las propuestas de evaluación empíricamente basada desarrolladas por Achenbach y Rescorla (2001). Su aplicación puede resultar útil en contextos clínicos, comunitarios y académicos, facilitando el cribado temprano de problemas de salud mental, así como el monitoreo de fortalezas psicosociales. Además, su diseño accesible permite una implementación eficiente en servicios de atención primaria y programas de promoción y prevención en salud mental, lo que contribuye a una mejor asignación de recursos y favorece la toma de decisiones clínicas basada en evidencia.

Entre las principales limitaciones del estudio se reconoce que la validación inicial se realizó sobre una muestra no representativa, obtenida mediante un muestreo no probabilístico. Si bien este diseño restringe la generalización estricta de los hallazgos, el amplio tamaño muestral y la diversidad sociodemográfica y geográfica de los participantes —provenientes de distintas regiones del país— ofrecen una base empírica sólida y culturalmente heterogénea que refuerza la validez de los análisis psicométricos. Asimismo, el diseño transversal impide establecer relaciones causales o analizar la estabilidad temporal de los perfiles evaluados.

Se sugiere que futuras investigaciones utilicen muestras probabilísticas, validen el instrumento en poblaciones clínicas y examinen su validez concurrente mediante la comparación con otras medidas estandarizadas en salud mental. También sería pertinente explorar su aplicabilidad en contextos clínicos específicos y en subpoblaciones particulares, como personas mayores o grupos en situación de vulnerabilidad psicosocial. En suma, se recomienda realizar estudios adicionales que examinen la validez convergente, predictiva y discriminante del ADAL utilizando medidas de referencia (*gold standard*) y análisis de curvas ROC, con el propósito de estimar sus parámetros de sensibilidad y especificidad.

Referencias

- Achenbach, T. M. (1978). The child behavior profile: I. Boys aged 6–11. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46(3), 478-488. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.46.3.478>
- Achenbach, T. M., & Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA school-age forms & profiles*. University of Vermont, Research Center for Children, Youth, & Families.

- Achenbach, T. M., Ivanova, M. Y., & Rescorla, L. A. (2017). Empirically based assessment and taxonomy of psychopathology for ages 1½-90+ years: Developmental, multi-informant, and multicultural findings. *Comprehensive Psychiatry*, 79, 4-18. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2017.03.006>
- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Educational Research Association.
- Anselmi, A., Cracco, C., Estradé, A., Solmi, M., & Correll, C. U. (2024). Impactos de la pandemia de covid-19 sobre el bienestar y la salud mental de adultos uruguayos. *Ciencias Psicológicas*, 18(2), e-4059. <https://doi.org/10.22235/cp.v18i2.4059>
- Arnett J. J. (2000). Emerging adulthood. A theory of development from the late teens through the twenties. *The American Psychologist*, 55(5), 469-480. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.55.5.469>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2ª ed.). The Guilford Press.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Castillo, M., & Ortuño, V. (2023). Estudio psicométrico del Cuestionario de Capacidades y Dificultades (SDQ) para niños de 2 a 4 años en Uruguay. *Revista de Psicología*, 19(37), 7-22. <https://doi.org/10.46553/RPSI.19.37.2023.p7-22>
- Charles, S. T., & Carstensen, L. L. (2010). Social and emotional aging. *Annual Review of Psychology*, 61, 383-409. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.093008.100448>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Collier Villaume, S., Chen, S., & Adam, E. K. (2023). Age disparities in prevalence of anxiety and depression among US adults during the covid-19 pandemic. *JAMA network open*, 6(11). <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2023.45073>
- Costa-Ball, C. D., Cracco, C., Cuadro, A., & López García, J. J. (2023). Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ): An update of the literature and instrumental study with schoolchildren. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 55, 140-148. <https://doi.org/10.14349/rfp.2023.v55.16>
- Cummins, R. A., Eckersley, R., Pallant, J., Van Vugt, J., & Misajon, R. (2003). Developing a national index of subjective wellbeing: The Australian Unity wellbeing index. *Social Indicators Research*, 64, 159-190. <https://doi.org/10.1023/A:1024704320683>
- Cummins, R. A., Li, N., Wooden, M., & Stokes, M. (2014). A demonstration of set-points for subjective wellbeing. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 15(1), 183-206. <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9444-9>
- Daset, L. R., Fernández-Pintos, M. E., Costa-Ball, D., López-Soler, C., & Vanderplasschen, W. (2015). Desarrollo y validación del Autoinforme de Adolescentes: ADA. *Ciencias Psicológicas*, 9(1), 85-104. <https://doi.org/10.22235/cp.v9i1.169>
- Daset, L. R., Fernández, M. E., Costa-Ball, D., Peirano, N., Castelluccio, L., & López-Soler, C. (2021). *Autoinforme de Adolescentes (ADA): Manual de aplicación, corrección e interpretación*. Universidad Católica del Uruguay. <https://doi.org/10.22235/ada2021>
- Diener, E., Oishi, S., & Tay, L. (2018). Advances in subjective well-being research. *Nature Human Behaviour*, 2(4), 253-260. <https://doi.org/10.1038/s41562-018-0307-6>
- Dyussenbayev, A. (2017). Age periods of human life. *Advances in Social Sciences Research Journal*, 4(6). <https://doi.org/10.14738/assrj.46.2924>

- Enríquez, S. I. R., García, P. J. J., Vega, H. B., & Luján, J. C. B. (2023). Medición del bienestar psicológico mediante la utilización de cuestionarios de autorreporte. Una revisión sistemática. *Psicología y Salud*, 33(1), 209-216. <https://doi.org/10.25009/pys.v33i1.2784>
- Fernández, M. E., Castelluccio, L., & Cummins, R. A. (2021). Examining the factor structure of the Personal Well-Being Index for Uruguayan schoolgoing adolescents. *Journal of Well-Being Assessment*, 4(4), 539-554. <https://doi.org/10.1007/s41543-021-00047-3>
- Fernández, M. E., Castelluccio, L., Sanjurjo, I., & Daset, L. (2024). Adolescent and parental risk perception of alcohol and marijuana use and well-being of adolescents in Uruguay. En M. Florence, W. Vanderplasschen, M. Yu, J. De Maeyer, & S. Savahl (Eds.), *Handbook of Addiction, Recovery and Quality of Life: Cross-cutting Perspectives from Around the Globe* (pp. 435-446). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-031-65873-0_30
- Fernández, M. E., Van Damme, L., De Pauw, S., Costa-Ball, D., Daset, L., & Vanderplasschen, W. (2018). The moderating role of age and gender differences in the relation between subjective well-being, psychopathology and substance use in Uruguayan adolescents. *Revista Latinoamericana de Psicopatología Fundamental*, 21(3), 486-510. <https://doi.org/10.1590/1415-4714.2018v21n3p486.5>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2016). A note on improving EAP trait estimation in oblique factor-analytic and item response theory models. *Psicológica*, 37(2), 235-247. <https://www.uv.es/revispsi/articulos2.16/7Ferrando.pdf>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., & Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Gadermann, A., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2014). Ordinal Alpha. En A. C. Michalos (Ed.), *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_2025
- Gibson, T. O., Jr., Morrow, J. A., & Rocconi, L. M. (2020). A modernized heuristic approach to robust exploratory factor analysis. *The Quantitative Methods for Psychology*, 16(4), 295-307. <https://doi.org/10.20982/tqmp.16.4.p295>
- Cummins, R. A. (Ed.). (2024). *Personal Wellbeing Index Adult - Manual (6ª ed., Version 2)*. International Wellbeing Group. <https://www.acqol.com.au/uploads/pwi-a/pwi-a-english.pdf>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8ª ed.). Cengage Learning.
- Harms, P. D., Brady, L., Wood, D., & Silard, A. (2018). Resilience and well-being. En E. Diener, S. Oishi, & L. Tay (Eds.), *Handbook of well-being* (pp.642-653). DEF Publishers.
- Hedley, D., Hayward, S. M., Denney, K., Uljarević, M., Bury, S., Sahin, E., Brown, C. M., Clapperton, A., Dissanayake, C., Robinson, J., Trollor, J., & Stokes, M. A. (2021). The association between covid-19, personal wellbeing, depression, and suicide risk factors in Australian autistic adults. *Autism Research: Official Journal of the International Society for Autism Research*, 14(12), 2663-2676. <https://doi.org/10.1002/aur.2614>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hernández, A., Hidalgo, M. D., Hambleton, R. K., & Gómez-Benito, J. (2020). International Test Commission guidelines for test adaptation: A criterion checklist. *Psicothema*, 32(3), 390-398. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.306>
- Jeyagurunathan, A., Abidin, E., Shafie, S., Vaingankar, J. A., Sambasivam, R., Zhang, Y. J., Chua, B. Y., Tan, W., Chan, C. L., & Subramaniam, M. (2025). Personal Well-Being Index (PWI) and its association with physical health, mental health and leisure activities: Results from the Health and Lifestyle Survey. *Journal of Happiness Studies*, 26(3), 1-19. <https://doi.org/10.1007/s10902-025-00889-1>
- Kayrouz, R., Karin, E., Staples, L., Dear, B., Nielssen, O., & Titov, N. (2025). A review of the 257 meta-analyses of the differences between females and males in prevalence and risk, protective factors,

- and treatment outcomes for mental disorder. *BMC Psychiatry*, 25(1), 677. <https://doi.org/10.1186/s12888-025-06848-7>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5ª ed.). Guilford Press.
- Leadbeater, B. J., Merrin, G. J., Contreras, A., & Ames, M. E. (2023). Trajectories of oppositional defiant disorder severity from adolescence to young adulthood and substance use, mental health, and behavioral problems. *Journal of the Canadian Academy of Child and Adolescent Psychiatry = Journal de l'Académie canadienne de psychiatrie de l'enfant et de l'adolescent*, 32(4), 224-235. <https://doi.org/10.53789/ccap202332224>
- Lemos, S., Fidalgo, A. M., Calvo, P., & Menéndez, P. (1992). Estructura factorial de la prueba YSR y su utilidad en psicopatología infanto-juvenil. *Análisis y Modificación de Conducta*, 18(62), 883-905.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López Soler, C., Alcántara, M. V., Fernández, V., Castro, M., & López Pina, J. A. (2010). Características y prevalencia de los problemas de ansiedad, depresión y quejas somáticas en una muestra clínica infantil de 8 a 12 años, mediante el CBCL (Child Behavior Checklist). *Anales de Psicología*, 26(2), 325-334.
- López-Pina, J.-A., & Veas, A. (2024). Validation of psychometric instruments with Classical Test Theory in social and health sciences: A practical guide. *Anales de Psicología*, 40(1), 163-170. <https://doi.org/10.6018/analesps.583991>
- Lorant, V., Delière, D., Eaton, W., Robert, A., Philippot, P., & Ansseau, M. (2003). Socioeconomic inequalities in depression: a meta-analysis. *American Journal of Epidemiology*, 157(2), 98-112. <https://doi.org/10.1093/aje/kwf182>
- Lorenzo-Seva, U. (2022). SOLOMON: A method for splitting a sample into equivalent subsamples in factor analysis. *Behavior Research Methods*, 54(6), 2665-2677. <https://doi.org/10.3758/s13428-021-01750-y>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88-91. <https://doi.org/10.3758/bf03192753>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: A method for diagonally weighted factor rotation. *Liberabit*, 25(1), 99-106. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2021). MSA: The forgotten index for identifying inappropriate items before computing exploratory item factor analysis. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 17(4), 296-306. <https://doi.org/10.5964/meth.7185>
- Machado, A. I., Bobbio, A., Arbach, K., Parra, A., Riestra, C., & Hernández-Cervantes, Q. (2021). Evidencia de estructura y consistencia interna del Inventario de Riesgo Suicida en Adolescentes (IRISA) uruguayos. *Ciencias Psicológicas*, 15(1), e-2214. <https://doi.org/10.22235/cp.v15i1.2214>
- Martínez-Moreno, A., Ibáñez-Pérez, R. J., Cavas-García, F., & Cano-Noguera, F. (2020). Older adults' gender, age and physical activity effects on anxiety, optimism, resilience and engagement. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(20), 7561. <https://doi.org/10.3390/ijerph17207561>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Muñiz, J., & Fonseca-Pedrero, E. (2019). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*, 31(1), 7-16. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus user's guide* (8ª ed.). Muthén & Muthén.
- Organización Mundial de la Salud. (2022a). *Informe mundial sobre salud mental: Transformar la salud mental para todos*. <https://www.who.int/es/publications/i/item/9789240050860>
- Organización Mundial de la Salud. (2022b, 2 de marzo). *La pandemia de covid-19 aumenta en un 25 % la prevalencia de la ansiedad y la depresión en todo el mundo*. <https://www.who.int/es/news/item/02-03-2022-covid-19-pandemic-triggers-25-increase-in-prevalence-of-anxiety-and-depression-worldwide>

- Organización Mundial de la Salud. (2022c). *Plan de acción integral sobre salud mental 2013-2030* [Comprehensive mental health action plan 2013–2030]. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/364104>
- Organización Panamericana de la Salud. (2023). *Una nueva agenda para la salud mental en la Región de las Américas: Informe de la Comisión de Alto Nivel sobre Salud Mental y covid-19*. <https://doi.org/10.37774/9789275327227>
- Otten, D., Tibubos, A. N., Schomerus, G., Brähler, E., Binder, H., Kruse, J., Ladwig, K. H., Wild, P. S., Grabe, H. J., & Beutel, M. E. (2021). Similarities and differences of mental health in women and men: A systematic review of findings in Three Large German Cohorts. *Frontiers in Public Health*, 9. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.553071>
- Perera, M. (2018). *Indicadores sociales de la niñez y la adolescencia en Uruguay (INSE 2018)*. Instituto Nacional de Estadística. <https://www.ine.gub.uy/documents/10181/53200/INSE-2018-documento-final.pdf>
- Prowse, R., Sherratt, F., Abizaid, A., Gabrys, R. L., Hellemans, K. G. C., Patterson, Z. R., & McQuaid, R. J. (2021). Coping with the covid-19 pandemic: Examining gender differences in stress and mental health among university students. *Frontiers in Psychiatry*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.650759>
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Soriano-Díaz, C., Moreno-Manso, J. M., García-Baamonde, M. E., Guerrero-Molina, M., & Cantillo-Cordero, P. (2022). Behavioral and emotional difficulties and personal wellbeing of adolescents in residential care. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(1), 256. <https://doi.org/10.3390/ijerph20010256>
- Soto, C. J., John, O. P., Gosling, S. D., & Potter, J. (2011). Age differences in personality traits from 10 to 65: Big Five domains and facets in a large cross-sectional sample. *Journal of Personality and Social Psychology*, 100(2), 330-348. <https://doi.org/10.1037/a0021717>
- Tejada, P. A., Jaramillo, L. E., Sánchez-Pedraza, R., & Sharma, V. (2014). Revisión crítica sobre los instrumentos para la evaluación psiquiátrica en atención primaria. *Revista de la Facultad de Medicina*, 62(1), 101-110. <https://doi.org/10.15446/revfacmed.v62n1.43759>
- Tomyn, A. J., & Weinberg, M. K. (2018). Resilience and subjective wellbeing: A psychometric evaluation in young Australian adults. *Australian Psychologist*, 53(1), 68-76. <https://doi.org/10.1111/ap.12251>
- Verhulst, F. C., & Achenbach, T. M. (1995). Empirically based assessment and taxonomy of psychopathology: Cross-cultural applications: A review. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 4(2), 61-76. <https://doi.org/10.1007/BF01977734>
- World Health Organization. (2018). *Mental health in primary care: Illusion or inclusion?* <https://www.who.int/publications/i/item/WHO-HIS-SDS-2018.38>
- 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>

Contribución de los autores (Taxonomía CRediT): 1. Conceptualización; 2. Curación de datos; 3. Análisis formal; 4. Adquisición de fondos; 5. Investigación; 6. Metodología; 7. Administración de proyecto; 8. Recursos; 9. Software; 10. Supervisión; 11. Validación; 12. Visualización; 13. Redacción: borrador original; 14. Redacción: revisión y edición.

C. D. C. B. ha contribuido en 1, 2, 3, 6, 12, 13, 14.; M. E. F. en 1, 2, 5, 12, 13, 14; U. L. S. en 3, 6; L. D. en 1, 10, 13, 14.

Editora científica responsable: Dra. Cecilia Cracco.