



INDICADORES DE POSICIÓN SOCIOECONÓMICA Y SALUD MENTAL EN ADOLESCENTES CHILENOS

SOCIOECONOMIC POSITION INDICATORS AND MENTAL HEALTH IN CHILEAN ADOLESCENTS

Mauricio Marín-Gutiérrez

*Universidad de Tarapacá
mmaring@academicos.uta.cl*

Marcelo Avalos-Tejeda

Universidad Católica del Norte

Alejandra Caqueo-Urizar

Universidad de Tarapacá

Resumen

Este estudio investiga el impacto de distintos indicadores de posición socioeconómica (PSE) en los niveles de bienestar y psicopatología de adolescentes chilenos, utilizando modelos de los Determinantes Sociales en Salud (DSS) y el modelo de doble factor de la salud mental. La investigación asumió un diseño no experimental transversal y correlacional-explicativo. La muestra estuvo conformada por 425 adolescentes del norte de Chile. Se utilizó un cuestionario sociodemográfico y la Escala de Afluencia Familiar II (EAF-II) para medir los indicadores de PSE, y el Índice de Bienestar Personal (IBP) y las Escalas Abreviadas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21) para medir el bienestar y la psicopatología respectivamente. Los resultados mostraron que la afluencia familiar y el género impactan significativamente en el bienestar y la psicopatología. Además, ser adolescente migrante se asocia con mejor bienestar y menor psicopatología. Los niveles educativos de los padres y la etnia no mostraron efectos significativos. Estos hallazgos contribuyen al entendimiento de la salud mental de los adolescentes en Chile desde la perspectiva de los determinantes sociales y se sugiere la importancia de adoptar un enfoque multidimensional para desarrollar políticas e intervenciones efectivas que mejoren la salud mental de esta población.

Palabras clave: Adolescentes; Determinantes Sociales; Posición Socioeconómica; Salud Mental; Chile

Abstract

This study investigates the impact of various socioeconomic position (SEP) indicators on wellbeing and psychopathology among Chilean adolescents, using the Social Determinants of Health (SDH) models and the dual-factor model of mental health. The research adopted a non-experimental, cross-sectional, and correlational-explanatory design. The sample consisted of 425 adolescents from northern Chile. A sociodemographic questionnaire and the Family Affluence Scale II (FAS-II) were used to measure SEP indicators, and the Personal Wellbeing Index (PWI) and the Depression, Anxiety, and Stress Scales (DASS-21) to measure wellbeing and psychopathology, respectively. The results showed that family affluence and gender significantly impact wellbeing and psychopathology. Additionally, being a migrant adolescent correlates with better wellbeing and lower psychopathology. The educational levels of parents and ethnicity showed no significant effects. These findings contribute to the understanding of adolescent mental health in Chile from the perspective of social determinants and suggest the importance of adopting a multidimensional approach to develop effective policies and interventions that improve the mental health of this population.

Keywords: Adolescents; Social Determinants; Socioeconomic Position; Mental Health; Chile

Introducción

La salud mental ha adquirido una relevancia sin precedentes a nivel global, evidenciada por el aumento en la incidencia de trastornos psicológicos en la población. Los más de 53,2 millones nuevos casos de depresión y 76,2 millones de casos adicionales de ansiedad registrados tras el primer año de la pandemia (OMS, 2022; Santomauro et al., 2021) son una señal de alerta para las organizaciones internacionales y los gobiernos de todo el mundo. En medio de esta crisis de salud mental, los adolescentes constituyeron la población vulnerable más afectada por las medidas preventivas implementadas durante la pandemia (Hossain et al., 2022).

En una revisión de la literatura sobre los efectos del confinamiento, Panchal et al. (2023) encontraron un incremento significativo en los síntomas de depresión y ansiedad, donde la prevalencia de niños, niñas y adolescentes con depresión severa aumentó del 10 al 27%, mientras que el 13,4% experimentó síntomas graves de ansiedad. En esta misma línea de estudios, se evidenció que el incremento de los problemas de salud mental se extiende también a trastornos del sueño (Lecuelle, Leslie, Huguélet, Franco, & Putois, 2020), trastornos alimenticios (Cooper et al., 2022) y trastornos de conducta (Nonweiler, Rattray, Baulcomb, Happé, & Absoud, 2020).

A pesar de esta evidencia, una proporción considerable de adolescentes con problemas de salud mental carecen de acceso a estos servicios (Shidhaye, 2023). En el caso de Chile, Vicente et al. (2012) señalaron que sólo un tercio de los niños y adolescentes chilenos con un diagnóstico psiquiátrico recibieron algún tipo de atención en salud mental, evidenciando una brecha asistencial del 66,6%, que aumenta al 85% al considerar solo el sistema de salud pública. Más recientemente Salinas-Contreras et al. (2023) encontraron que sólo el 9,7% y el 2,7% de los adolescentes recibieron tratamiento psicológico y farmacológico, respectivamente, por la depresión.

Conceptualización y medición de la Posición Socioeconómica (PSE) en adolescentes

La posición socioeconómica (PSE) juega un rol crucial en la salud de los adolescentes, influenciando tanto la prevalencia de enfermedades como el acceso a recursos y servicios de salud (Viner et al., 2012). Sobre este punto, el enfoque de los Determinantes Sociales en Salud (DSS) de la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2008, 2010) busca indagar en las “causas de las causas”, proporcionando un marco conceptual y explicativo de los mecanismos por los cuales se producen las desigualdades en salud (Jiménez-Molina, Abarca-Brown, & Montenegro, 2019).

El modelo de los DSS define a los determinantes como aquellas “circunstancias en que las personas nacen, crecen, trabajan, viven y envejecen, incluido el conjunto más amplio de fuerzas y sistemas que influyen sobre las condiciones de la vida cotidiana” (OMS, 2020). En el caso de los adolescentes, Viner et al. (2012) señalan que factores estructurales como la riqueza nacional, la desigualdad de ingresos y el acceso a la educación son particularmente relevantes ya que generan un impacto sobre la salud al reforzar la estratificación social.

Una premisa fundamental del modelo de los DSS es la existencia de un gradiente social, según el cual los grupos están estratificados de acuerdo con su estatus económico, poder y prestigio (OMS, 2008, 2010). Para evaluar esta estratificación e identificar la posición socioeconómica (PSE) de las personas dentro del gradiente, el modelo emplea un conjunto de indicadores proxy, como el nivel de ingresos, educación, ocupación, género y raza/etnicidad, entre otros factores, cada uno de los cuales influye en la salud de manera distintiva y significativa (Mújica & Moreno, 2019; OMS, 2010).

Los ingresos determinan el acceso a recursos y servicios esenciales, mientras que la educación facilita mejores oportunidades laborales y fomenta hábitos saludables. La ocupación influye tanto en los ingresos como en la exposición a condiciones laborales favorables o adversas. La clase social influye en las desigualdades de acceso a servicios y oportunidades, impactando la esperanza de vida. Del mismo modo, las normas y roles de

género pueden generar inequidades en el acceso a recursos, afectando la salud física y mental. Por último, la discriminación racial y étnica limita el acceso a educación, empleo y atención médica, aumentando el riesgo de problemas de salud. En este contexto, en función de su PSE, ciertos grupos poblacionales enfrentan un mayor riesgo de problemas de salud mental debido a la exposición prolongada a circunstancias adversas que se acumulan a lo largo de la vida (Jiménez-Molina et al., 2019).

Comprender y medir la PSE es clave para evaluar sus efectos en la salud, sin embargo, su medición en adolescentes presenta desafíos conceptuales y metodológicos que aún no cuentan con un consenso entre los investigadores. Por un lado, se han propuesto diversos conceptos para capturar el efecto de la determinación social, como 'clase social', 'nivel económico' y 'estatus socioeconómico', que se utilizan indistintamente, pero difieren en sus bases teóricas e interpretaciones (Galobardes, Shaw, Lawlor, Lynch, & Smith, 2006). Por otra parte, ciertos indicadores de PSE no son directamente aplicables a adolescentes, y las alternativas disponibles para recabar información sobre la educación, ocupación e ingreso de los padres suelen producir datos con un nivel considerable de error y/o una alta proporción de datos perdidos (Moreno-Maldonado, Rivera, Ramos, & Moreno, 2018).

Ante estos retos, algunos investigadores han adoptado un enfoque pragmático, utilizando un único indicador para evaluar la PSE, siendo el nivel educativo de la madre y la ocupación del padre las medidas más comúnmente utilizadas (Moreno-Maldonado et al., 2018). No obstante, dada la complejidad de los procesos que generan la estratificación social, la PSE es a todas luces un constructo multidimensional (Galobardes, Lynch, & Smith, 2007). Por ello, se aconseja incluir variables proxy adicionales junto a los indicadores tradicionales, como la afluencia familiar, entendida como una medida de los recursos económicos y bienes materiales del grupo familiar (Pfortner, Günther, Levin, Torsheim, & Richter, 2015; Torsheim et al., 2016), o realizar el cálculo de una medida compuesta por varios indicadores (Moreno-Maldonado et al., 2018) para una evaluación más completa de la PSE en adolescentes.

Salud mental: El modelo de doble factor

Tradicionalmente, los modelos psicológicos han tendido a conceptualizar la salud mental de manera negativa, definiéndola simplemente como la ausencia de psicopatología o trastornos mentales (Doll, 2008; Keyes, 2005; Magalhães, 2024). Estos modelos, frecuentemente denominados deficitarios, presentan la salud mental dentro de un continuo bipolar, con la enfermedad mental en un extremo y su ausencia en el otro, resultando en una perspectiva reduccionista y simplificada de los procesos de salud y enfermedad (Keyes, 2005).

En contraste con la visión deficitaria, desarrollos teóricos más recientes han demostrado que la ausencia de psicopatología no se traduce necesariamente en una buena salud mental (Suldo & Shaffer, 2008). Entre estas contribuciones, los modelos de doble factor de la salud mental destacan al proponer que la salud mental y la enfermedad mental son dos dimensiones independientes pero relacionadas, permitiendo la coexistencia de diferentes niveles de bienestar y psicopatología (Greenspoon & Saklofske, 2001; Keyes, 2005; Suldo & Shaffer, 2008).

El modelo de doble factor profundiza en la comprensión de la salud mental, distinguiendo entre cuatro categorías principales para describir la interacción entre el bienestar y la psicopatología (King, Davison, & Pickett, 2021; Magalhães, 2024; Suldo & Shaffer, 2008): 1) 'mentalmente saludable' (alto bienestar y baja psicopatología); 2) 'sintomático pero contento' (alto bienestar y alta psicopatología); 3) 'vulnerable' (bajo bienestar y baja psicopatología); 4) 'mentalmente no saludable' (bajo bienestar y alta psicopatología). Esta clasificación ofrece una visión matizada de la salud mental y de las necesidades específicas de los individuos, apoyando la implementación de estrategias de intervención más personalizadas y efectivas.

Influencia de la Posición Socioeconómica en la Salud Mental de los Adolescentes

A pesar de los avances significativos en la comprensión de la salud mental a través del modelo de doble factor, pocos estudios han explorado exhaustivamente cómo los diversos indicadores de posición socioeconómica influyen en la salud mental de los adolescentes en Chile. Al respecto, Salinas-Contreras et al. (2023) encontraron que el género, la edad, la estructura familiar, el estatus migratorio y la educación de los padres podrían reflejar desventajas sociales que reducen el acceso y uso de servicios de salud mental. Por otra parte, Caqueo-Urizar et al. (2023) amplían esta perspectiva, destacando el impacto del género, el nivel socioeconómico y la resiliencia sobre los síntomas de depresión, ansiedad y ansiedad social antes, durante y después de la pandemia por COVID-19. Sin embargo, hay una necesidad crítica de desglosar los efectos de los distintos indicadores de posición socioeconómica para analizar su influencia tanto en los aspectos positivos (bienestar) como negativos (psicopatología) de la salud mental.

En este contexto, y tomando como referencia el modelo de Determinantes Sociales de la Salud (DSS) para comprender el impacto de la posición socioeconómica, y el modelo de doble factor de la salud mental para diferenciar entre bienestar y psicopatología, este estudio busca llenar el vacío en la investigación actual al examinar la influencia conjunta de varios indicadores de posición socioeconómica —como la afluencia familiar, el nivel educativo de los padres, género, etnia y estatus migratorio— sobre la salud mental en adolescentes chilenos. Con base en estos marcos teóricos y en la revisión de la literatura, se plantean las siguientes hipótesis:

H1: La afluencia familiar se asocia positivamente con el bienestar y negativamente con la psicopatología en adolescentes.

H2: Un mayor nivel educativo de los padres se asocia positivamente con el bienestar y negativamente con la psicopatología en adolescentes.

H3: El género se asocia con el bienestar y la psicopatología, de modo que las mujeres adolescentes presentarán niveles más bajos de bien-

estar y más altos de psicopatología en comparación con los hombres adolescentes.

H4: La pertenencia étnica se asocia con el bienestar y la psicopatología, de modo que los adolescentes que se identifican con una ascendencia étnica presentarán niveles más bajos de bienestar y más altos de psicopatología en comparación con quienes no lo hacen.

H5: El estatus migratorio se asocia con el bienestar y la psicopatología, de modo que los adolescentes migrantes presentarán niveles más bajos de bienestar y más altos de psicopatología en comparación con los no migrantes.

Método

Diseño de Investigación

El diseño del presente estudio es no-experimental transversal de alcance correlacional-explicativo. La población de interés son adolescentes cursando estudios secundarios en dos regiones del Norte de Chile: I Región de Tarapacá y XV Región de Arica y Parinacota. El muestreo fue no probabilístico y por conveniencia.

Participantes

Se recolectaron datos de 425 adolescentes de tres ciudades: Arica, Alto Hospicio e Iquique. De ellos, 172 se identificaron como hombres, 238 como mujeres y 15 como no binarios (6 hombres transgénero, 1 mujer transgénero y 8 con otras identidades de género). Sin embargo, estos últimos 15 participantes fueron excluidos del análisis, ya que conforman grupos con características particulares que podrían requerir un análisis diferenciado, pero su pequeño tamaño muestral imposibilita su inclusión como un tercer grupo en el análisis estadístico. Asimismo, se excluyeron cinco participantes adicionales: dos por no informar su etnia, dos por no responder al DASS-21 ni al IBP y uno por no responder al IBP. Así, la muestra final quedó conformada por 405 adolescentes, de los cuales 395 informaron su edad (ME = 14,97; DE = 1,79). La mayoría son mujeres (58,5%), de nacionalidad chilena (88,6%) y que no se identifican con alguna etnia indígena (78,3%). En cuanto al nivel educativo de los padres, el 39% posee educación básica, el 45,9% educación media y solo el 3,7% educación superior, mientras que

el 11,4% de los participantes no especificó esta información. Respecto a la afluencia familiar, el 10,1% de los adolescentes presentó un nivel bajo, el 44,7% un nivel medio y el 45,7% un nivel alto, de acuerdo con los puntos de corte sugeridos por Boyce et al. (2006).

Instrumentos

Se elaboró un cuestionario autoadministrado y ad-hoc a los objetivos de investigación para recabar información sobre género, edad, escolaridad, nacionalidad, autoadscripción étnica y estructura familiar. Siguiendo a Moreno-Maldonado et al. (2018), se consultó por el nivel educativo de ambos progenitores a través de las siguientes preguntas: ¿Cuál es el nivel educativo más alto alcanzado por tu [madre/padre]? cuyas opciones de respuesta fueron codificadas de 0 a 3 (“No estudió”, “Educación Básica”, “Educación Media” y “Educación Superior”).

La *Escala de Afluencia Familiar II* (EAF-II; Boyce et al., 2006) es un instrumento utilizado para evaluar los bienes materiales de la familia. Se compone de cuatro ítems: número de vehículos (0 = no; 1 = sí, uno; 2 = sí, dos o más), número de computadores (0 = ninguno; 1 = uno; 2 = dos; 3 = más de dos), dormitorio propio (0 = no; 1 = sí), número de vacaciones familiares en los últimos 12 meses (0 = ninguna; 1 = una vez; 2 = dos veces; 3 = más de dos veces). Las respuestas de todos los ítems se suman para obtener un índice que oscila entre 0 y 9 puntos, siendo 0 la riqueza material más baja y 9 la más alta. Ya que la EAF-II sigue una lógica formativa, no son aplicables las medidas de consistencia interna típicas de los instrumentos psicométricos. No obstante, el instrumento ha sido utilizado de manera recurrente en estudios transnacionales, demostrando ser apropiado para indagar las inequidades en salud de adolescentes latinoamericanos (Pérez et al., 2021).

Se utilizó la versión de nueve ítems del Índice de Bienestar Personal (IBP; Tomy & Cummins, 2011) adaptada al contexto escolar chileno por Bilbao Ramírez et al. (2016) para la medición del bienestar subjetivo. Sus ítems son escalas Likert de 11 puntos, variando de 0 (“totalmente insatisfecho/a”) a 10 (“totalmente satisfecho/a”). El participante responde sobre su nivel de satisfacción en diversos dominios: nivel de vida, logros en la vida, salud personal, seguridad personal, vida es-

colar, uso del tiempo, autoconfianza, relaciones personales, y seguridad en su futuro. Para la corrección del instrumento, cada ítem puede analizarse de forma independiente o pueden sumarse para obtener un puntaje promedio que represente el bienestar subjetivo, variando su puntuación entre 0 y 90. Esta versión ha demostrado adecuadas propiedades psicométricas en adolescentes chilenos, presentando una estructura unifactorial y una consistencia interna de 0,83, medida mediante el alfa de Cronbach (Bilbao Ramírez et al., 2016). Los coeficientes de fiabilidad obtenidos en este estudio se presentan en la sección de Resultados.

Se utilizaron las Escalas Abreviadas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995) en su versión adaptada a adolescentes chilenos (Mella, Vinet, & Alarcón, 2014) para evaluar la psicopatología. Originalmente, el DASS-21 fue diseñado para medir síntomas de depresión, ansiedad y estrés desde una concepción dimensional de estos trastornos. Sin embargo, evidencia reciente sugiere que el instrumento presenta una estructura esencialmente unidimensional, con un factor general que explica gran parte de la varianza (Güilgüiruca et al., 2023; Valencia, 2019; Zanon et al., 2021). Por lo tanto, y en concordancia con el marco teórico adoptado, en este estudio el puntaje global de la escala se interpreta como un indicador global de psicopatología. El instrumento consta de 21 ítems, respondidos en una escala Likert de 4 puntos que van desde 0 (“No describe nada de lo que me pasó o sentí en la semana”) hasta 3 (“Sí, esto me pasó mucho, o casi siempre”). Aunque cada dimensión incluye siete ítems y permite obtener puntajes específicos (rango de 0 a 21 puntos por subescala), en este estudio también se emplea el puntaje total (rango de 0 a 63 puntos). En cuanto a su consistencia interna, la versión adaptada al contexto chileno reportó valores de alfa de Cronbach de 0,85 para depresión, 0,72 para ansiedad y 0,79 para estrés (Mella et al., 2014). Los coeficientes de fiabilidad obtenidos en este estudio se presentan en la sección de Resultados.

Procedimiento

La presente investigación fue aprobada por el Comité Ético de la Universidad de Tarapacá (CEC-UTA). Se obtuvo la autorización de los/as directores de establecimientos educativos, apoderados, y estudiantes, mediante los respectivos

Tabla 1. Medidas descriptivas de la afluencia familiar y de la salud mental

	Min.	Max	M	DE	α	ω_t
Afluencia Familiar	0	9	5,19	2,01	–	–
IBP (Bienestar)	3	90	57,97	18,27	0,898	0,900
DASS Depresión	0	21	9,17	6,36	0,905	0,908
DASS Ansiedad	0	21	8,83	5,98	0,867	0,871
DASS Estrés	0	21	9,80	6,01	0,888	0,889
DASS Total (Psicopatología)	0	63	27,88	17,02	0,952	0,953

consentimientos y asentimientos informados. Los cuestionarios se aplicaron en sesiones grupales al interior de las instalaciones de los centros educativos mediante lápiz y papel, supervisados por dos encuestadores debidamente capacitados y al menos un investigador. La participación de los estudiantes fue completamente anónima y voluntaria, garantizando en todo momento la posibilidad de retirarse de la investigación sin que esto implicara algún tipo de perjuicio para ellos.

Análisis de datos

El análisis se realizó con el lenguaje R (R Core Team, 2024) versión 4.4.0. Para imputación múltiple se utilizó el paquete MICE (van Buuren & Groothuis-Oudshoorn, 2011) versión 3.16.0, y para la estimación de los modelos de ecuaciones estructurales, el paquete lavaan (Rosseel et al., 2012) versión 0.6-17. Se analizaron los datos de 405 adolescentes, de los cuales 53 presentaron valores perdidos en una variable, dos en tres variables y uno en cinco variables, generando un total de 64 valores perdidos. La variable con mayor cantidad de datos ausentes fue el nivel educativo más alto alcanzado por alguno de los padres, con 46 valores (11,4% de los sujetos). Otras cinco variables presentaron dos valores perdidos y ocho solo un valor perdido, todas ellas correspondientes a ítems del DASS-21. La prueba de Little (Little, 1988) resultó no significativa ($p = 0,297$), por lo que puede asumirse que los datos son perdidos completamente al azar (MCAR, por su sigla en inglés). Para manejar estos valores faltantes, se aplicó imputación multivariante por ecuaciones encadenadas (MICE, por sus siglas en inglés). Dado que todas las variables con datos perdidos

son ordinales con más de dos valores, cada una fue imputada con su propio modelo de probabilidades proporcionales (*proportional odds model*), donde la variable imputada se definió como dependiente y las demás variables del conjunto de datos como independientes. El algoritmo MICE genera múltiples conjuntos de datos imputados a través de un proceso iterativo, realiza el análisis estadístico planeado en cada uno de ellos y luego combina los resultados. Van Buuren (2018) plantea que, si bien entre tres y cinco conjuntos de datos imputados pueden ser suficientes cuando la cantidad de valores perdidos es moderada, diversas investigaciones sitúan la cantidad adecuada de conjuntos de datos en el rango de 20 a 100. En función de esto, se generaron 50 conjuntos de datos, fijando el máximo de iteraciones en cinco (valor por defecto de MICE). Los resultados de nuestras estimaciones fueron combinados siguiendo las reglas de Rubin y se calcularon el aumento relativo de la varianza (RIV, por su sigla en inglés)¹ y la fracción de información perdida (FMI, por su sigla en inglés)² para cada estima (van Buuren, 2018). Respecto a los estimadores, se utilizó máxima verosimilitud (ML) para el modelo de medida del IBP, mientras que para los demás modelos (de medida y estructurales) se aplicó mínimos cuadrados diagonalmente ponderados (DWLS, por sus siglas en inglés) con errores estándar robustos. Para evaluar la bondad de ajuste de los modelos se establecieron los siguientes puntajes de corte: RMSEA < 0,08, CFI y TLI > 0,90 como valores aceptables de ajuste, y RMSEA < 0,06, CFI y TLI > 0,95 como valores de excelente ajuste (Byrne, 2012; Tabachnick & Fidell, 2013).

1 Proporción en que la varianza total observada aumenta respecto a la que se observaría de no tener datos perdidos.

2 Proporción de la varianza total observada que es debida a los datos perdidos.

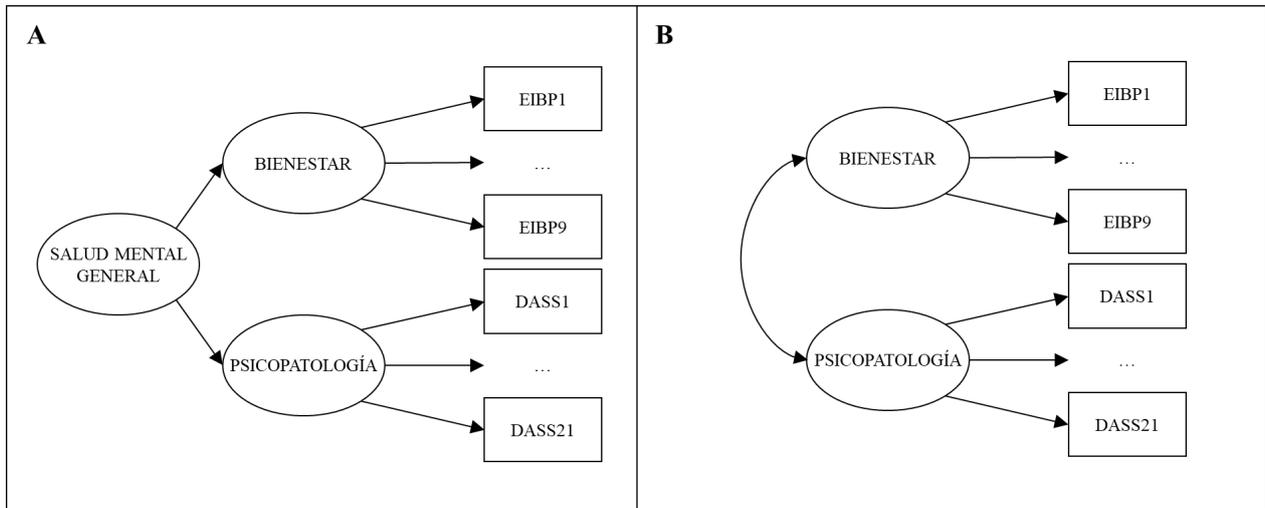


Figura 1. Modelos de Medida de la Salud Mental

Resultados

Descripción de la afluencia familiar, el bienestar y la psicopatología

La Tabla 1 presenta las estadísticas descriptivas y la fiabilidad de las variables analizadas. En general, los resultados indican que la mayoría de los participantes tiene un nivel medio de afluencia familiar ($M = 5,19$, $DE = 2,01$). El bienestar, medido a través del IBP, tuvo un promedio de 57,97 ($DE = 18,27$). En cuanto a la psicopatología, evaluada mediante el DASS-21, los valores promedio de las subescalas de depresión, ansiedad y estrés fueron de 9,17, 8,83 y 9,80, respectivamente, mientras que para el puntaje total de la escala fue de 27,88 ($DE = 17,02$).

Modelos de Medida del IBP y DASS-21

En una primera etapa se estimaron los modelos de medida unidimensionales del IBP y del DASS-21. En ambos casos se debieron especificar errores correlacionados para que los modelos alcanzaran niveles satisfactorios de ajuste. En el caso del IBP, el modelo se reespecificó para incluir errores correlacionados entre los ítems 4 y 7, alcanzando niveles de ajuste adecuados ($\chi^2=63,7$; $p < 0,001$; $CFI=0,979$; $TLI=0,971$; $RMSEA=0,060$ [90% $IC=0,041:0,079$]). En el caso del DASS-21 se reespecificó el modelo para incluir los errores correlacionados entre los ítems 10 y 21 y entre los ítems 4 y 19, logrando adecuados niveles de ajuste ($\chi^2=663,7$; $p < 0,001$; $CFI=0,969$; $TLI=0,966$; $RMSEA=0,079$ [90% $IC=0,073:0,086$]). El detalle

de las estimaciones de estos modelos se presentan en la Tabla Complementaria 1 y Tabla Complementaria 2 en el material complementario que acompaña este artículo, disponible en: <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/MWXKC>

Modelos de Medida de la Salud Mental

Una vez obtenidos los modelos de medida para ambos instrumentos, se buscó comparar dos modelos de medida diferentes para la salud mental (SM) basados en el modelo de doble factor: uno jerárquico (Figura 1A) y otro de factores correlacionados (Figura 1B). Al estimar el modelo jerárquico de SM, este presentó varianzas negativas que no pudieron ser resueltas, por lo que fue descartado.

El modelo de factores correlacionados de la salud mental (Figura 1B) obtuvo un ajuste aceptable a los datos ($\chi^2=1013,6$; $p < 0,001$; $CFI=0,954$; $TLI=0,950$; $RMSEA=0,061$ [90% $IC=0,057:0,066$]). El detalle de las estimaciones del modelo de factores correlacionados de la SM se presenta en la Tabla Complementaria 3, disponible en el material complementario en el enlace previamente mencionado.

Modelo Estructural de los Indicadores de Posición Socioeconómica y la Salud Mental

Se buscó comparar dos modelos de efectos sobre la SM: uno en el que el factor Posición Socioeconómica (PSE), conformado por las variables

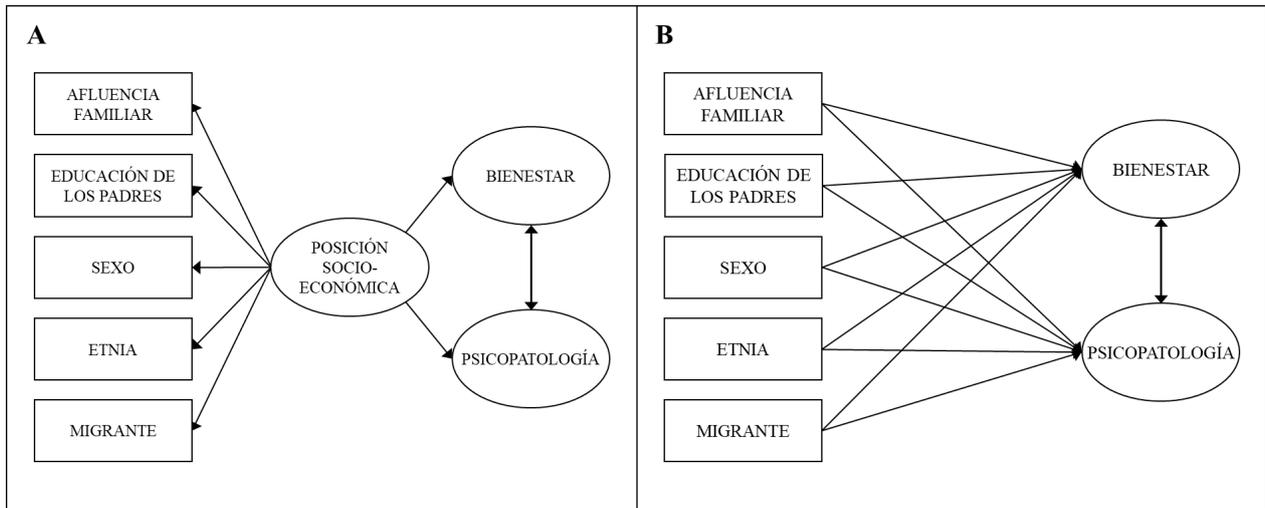


Figura 2. Modelos Estructurales de la Posición Socioeconómica y su Relación con la Salud Mental

Nota. La variable educación de los padres refleja el nivel más alto de educación alcanzado por cualquiera de los padres.

afluencia familiar, nivel educativo máximo de los padres, género, etnia y condición de migrante explica ambos factores de la SM (Figura 2A); y otro en el que las variables mencionadas explican ambos factores de la SM de forma directa (Figura 2B). Sin embargo, el primer modelo no logró converger y fue descartado.

El modelo estructural estimado (Figura 2B) presentó adecuados niveles de ajuste promedio ($\chi^2=1140,9$ $p < 0,001$; CFI=0,95; TLI=0,96; RM-

SEA=0,052 [95% IC=0,048:0,057]) y de varianza debida a los valores perdidos (RIV=0,008; FMI=0,008). Se aprecia que el nivel educativo máximo alcanzado por los padres y la etnia (0 = No se identifica con alguna etnia, 1 = Se identifica con alguna etnia) no tienen efecto sobre el bienestar ni la psicopatología. En cambio, la afluencia y la condición de migrante (0 = No migrante/Chileno, 1 = Migrante/Extranjero) tienen efectos positivos sobre el bienestar y negativos sobre la psicopatología. Por su parte, el género (0 = Hombre, 1 =

Tabla 2. Coeficientes de Regresión para el Modelo Estructural de doble factor de la Salud Mental

Salud Mental	Variable Independiente	B	β	p	RIV	FMI
Bienestar	Afluencia Familiar	0,150	0,267	0,000	0,006	0,011
	Educación de los Padres	-0,020	-0,010	0,425	0,099	0,096
	Género	-0,611	-0,267	0,000	0,000	0,005
	Etnia	0,044	0,016	0,376	0,000	0,005
	Migrante	0,383	0,108	0,009	0,000	0,005
Psicopatología	Afluencia Familiar	-0,052	-0,145	0,002	0,004	0,009
	Educación de los Padres	0,057	0,045	0,187	0,066	0,067
	Género	0,459	0,311	0,000	0,001	0,006
	Etnia	-0,017	-0,010	0,421	0,000	0,005
	Migrante	-0,285	-0,124	0,003	0,000	0,005
cov(BIE, PSI)		-0,365	-0,511	0,000	0,001	0,006

Nota. β = Beta estandarizado; RIV = Aumento relativo de la varianza; FMI = Fracción de información perdida; BIE = Bienestar; PSI = Psicopatología

Mujer) tiene un efecto negativo sobre el bienestar y positivo sobre la psicopatología. Los coeficientes de regresión que reflejan estos efectos se detallan en la Tabla 2.

Discusión

Este estudio evaluó la influencia de múltiples indicadores de posición socioeconómica (PSE) en la salud mental de adolescentes chilenos, utilizando un modelo de doble factor. Los hallazgos ofrecen una comprensión más matizada sobre cómo estos indicadores impactan en los factores positivos (bienestar) y negativos (psicopatología) de la salud mental en esta población.

En primera instancia, se confirmó la utilidad de los instrumentos psicométricos utilizados para evaluar de manera fiable ambas dimensiones de la salud mental. El Índice de Bienestar Personal (IBP) y las Escalas Abreviadas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21) mostraron evidencia de consistencia interna y ajuste adecuados, permitiendo que las dimensiones de bienestar y psicopatología del modelo de doble factor de la salud mental fueran evaluadas con una adecuada confiabilidad, proporcionando una base sólida para los análisis posteriores. Por otra parte, en un contexto donde no se disponen de instrumentos multidimensionales que abarquen los aspectos positivos y negativos de la salud mental, este hallazgo es particularmente relevante al ofrecer un modelo de medida replicable para estudios futuros.

En línea con el modelo de los determinantes sociales en salud (DSS) de la OMS (2008; 2010) y estudios sobre la desigualdad y la calidad de vida en adolescentes (Torsheim et al., 2016; Moreno-Maldonado et al., 2018), se evaluó la influencia de cinco indicadores de PSE en la salud mental. Los resultados mostraron que una mayor afluencia familiar (AF) se asocia con niveles más altos de bienestar y más bajos de psicopatología, lo que es consistente con la literatura previa que destaca el papel de los recursos materiales y el capital económico familiar en diferentes resultados de salud en adolescentes (Peveirill et al., 2021; Reiss, 2013; Viner et al., 2012). La AF, como proxy de los ingresos familiares, indica un mejor acceso a recursos que contribuyen a un entorno seguro y saludable, esencial para el desarrollo emocional y psicológico de los adolescentes. Este hallazgo enfatiza la necesidad de que políticas públicas apoyen a las

familias económicamente vulnerables para fortalecer la salud mental de los jóvenes.

Otro resultado clave es el impacto significativo del género en la salud mental. Se observó que las mujeres adolescentes reportan niveles más bajos de bienestar y más altos de psicopatología en comparación con sus pares varones. Esta diferencia es consistente tanto con estudios nacionales (Caqueo-Úrizar, Mena-Chamorro, Flores, Narea, & Irarrázabal, 2020; Martínez, Jiménez-Molina, Mac-Ginty, Martínez, & Rojas, 2021) como internacionales (Kuehner, 2017; Salk, Hyde, & Abramson, 2017), que muestran mayores tasas de problemas de salud mental en mujeres. Las presiones sociales y culturales que favorecen la internalización de las dificultades de salud mental (Rosenfield & Mouzon, 2013), así como la prevalencia de experiencias adversas tempranas como la victimización sexual, más comunes en niñas (Kuehner, 2017; Pinto-Cortez & Guerra, 2019), podrían estar influyendo en esta disparidad. Para mitigar estas diferencias, es necesario que el diseño de intervenciones contemple estrategias que promuevan la equidad de género en la salud mental, incluyendo la educación emocional, el acceso oportuno a atención psicológica y el desarrollo de habilidades de afrontamiento. A su vez, las políticas públicas deben incorporar una perspectiva de género que aborde las desigualdades estructurales, garantizando entornos seguros y la prevención de la violencia de género en la adolescencia.

El estatus migratorio emergió como otro factor relevante en la salud mental de los adolescentes. Contrario a lo esperado, los adolescentes migrantes presentaron mayores niveles de bienestar y menores niveles de psicopatología que sus pares no migrantes. Este resultado desafía la percepción común de mayor vulnerabilidad entre adolescentes migrantes debido a las complejas experiencias que enfrentan (Bhugra, 2004; Stevens & Vollebergh, 2008). Los modelos de aculturación (Berry, 1997; Navas et al., 2005) ofrecen un marco conceptual para comprender este fenómeno, sugiriendo que los adolescentes migrantes en el Norte de Chile, una región con una alta proporción de extranjeros, pueden estar experimentando una integración efectiva lo que facilita su adaptación cultural y participación social. Segundo, los jóvenes migrantes podrían estar respondiendo adaptativamente a su entorno debido a la resiliencia, lo que explicaría sus mejores niveles de bienestar y menor nivel de psicopatología. Este hallazgo es consistente con el estudio

de Caqueo-Úrizar et al. (2023), que identificó que la resiliencia actúa como un factor de protección que favorece la adaptación, se asocia con menores niveles de estrés por aculturación, y contribuye a una mejor salud mental y social de escolares migrantes del Norte de Chile. Por último, otro elemento clave es el papel de las redes de apoyo. Los migrantes suelen organizarse en familias extensas y comunidades solidarias, lo que proporciona soporte emocional y recursos materiales que mitigan el impacto del estrés y favorecen su bienestar. Esta estructura familiar y comunitaria podría ser un factor central en la adaptación positiva de los adolescentes migrantes, facilitando su integración y resiliencia frente a los desafíos del proceso migratorio. Estos factores podrían estar reflejando un fenómeno conocido como la “paradoja del inmigrante”, según el cual la adaptación de los migrantes es más favorable de lo esperado, exhibiendo mejores resultados en salud mental y física en comparación con sus contrapartes nativas (Oh, Goehring, Jacob, & Smith, 2021) y con inmigrantes de primera generación (Mindlis & Boffetta, 2017). No obstante, se requiere mayor investigación para comprender completamente este fenómeno y sus implicaciones en la salud mental de los adolescentes migrantes.

El nivel educativo de los padres no mostró efectos significativos sobre la salud mental de los adolescentes, lo que contrasta con estudios anteriores que sugieren una influencia notable de este factor en los resultados de salud de los hijos (Sonego et al. 2013; Xiang, Cao, y Li 2024). Es posible que en el contexto chileno, factores como la afluencia familiar y el apoyo social de la familia sean más determinantes para la salud mental que el nivel educativo de los padres, especialmente en contextos de alta desigualdad socioeconómica (Kuhn & Laird, 2014; Wight, Botticello, & Aneshensel, 2006). No obstante, este resultado podría verse afectado por limitaciones metodológicas, incluyendo la imputación de 46 valores de esta variable y una estrategia de medición del nivel educativo en cuatro niveles, lo que podría enmascarar diferencias significativas dentro de cada categoría. Futuros trabajos deberían considerar una medición más detallada del nivel educativo parental distinguiendo entre estudios completos e incompletos, y/o recurrir a la consulta directa a los padres y tutores de los jóvenes para obtener información más precisa.

Contrario a las expectativas teóricas del modelo de los DSS, la etnicidad no tuvo un efecto

significativo en el bienestar ni en la psicopatología. Por otro lado, este hallazgo tampoco es consistente con investigaciones previas que han reportado mejores resultados adaptativos en salud mental para niños y adolescentes indígenas en comparación con sus pares no indígenas (Caqueo-Úrizar, Mena-Chamorro, Urzúa, et al., 2023; Caqueo-Úrizar, Urzúa, & De Munter, 2014). Una posible explicación es que las políticas de inclusión e integración cultural implementadas en Chile en las últimas décadas han contribuido a mitigar las desigualdades en salud mental previamente asociadas a la etnicidad (Marín-Gutiérrez & Caqueo-Úrizar, 2022). Además, la proporción de población Aymara en las regiones evaluadas podría jugar un rol importante, ya que al ser un grupo indígena con una presencia significativa en el norte de Chile (26,29% en Arica y Parinacota y 14,81% en Tarapacá, Censo 2017, INE Chile), sus integrantes podrían no experimentar los mismos niveles de discriminación estructural que otros pueblos originarios en contextos con menor representación. Otra hipótesis, aún no explorada, podría estar relacionada con la forma en que se mide la autoadscripción étnica, ya que esta podría no distinguir adecuadamente entre adolescentes con ascendencia indígena y aquellos que se identifican activamente con una identidad étnica. No obstante, verificar esta distinción representa un desafío metodológico significativo que debería abordarse en futuras investigaciones.

Los resultados de este estudio resaltan la importancia de un enfoque multidimensional en la evaluación de la salud mental, integrando aspectos tanto adaptativos como desadaptativos, como el bienestar y la psicopatología. En segundo lugar, abordan la posición socioeconómica desde una perspectiva más amplia amparada en el modelo de los DSS (OMS, 2008; 2010). Bajo ambas consideraciones, las políticas de salud pública deben reconocer la complejidad de los determinantes sociales y abordar las desigualdades de forma integral, implementando programas que:

- 1) Reduzcan las brechas derivadas de las desventajas socioeconómicas, considerando políticas redistributivas que favorezcan el acceso equitativo a bienes y servicios a aquellos adolescentes de menor afluencia familiar;
- 2) Incorporen una perspectiva de género en el abordaje de la salud mental, desarrollando estrategias que aborden de manera preventiva los factores de riesgo diferenciados, como la mayor prevalencia de experiencias adversas y la internalización de síntomas, que precipitan menores niveles de bienestar y

mayores niveles de psicopatología en las mujeres adolescentes; y 3) Fomenten la integración efectiva de los jóvenes migrantes mediante programas que fortalezcan la inclusión cultural y social, favoreciendo su capacidad de resiliencia y acceso a redes de apoyo comunitario, sin descuidar el bienestar y la salud mental de los adolescentes nativos, garantizando que las estrategias de intervención contemplen las necesidades de ambas poblaciones y promuevan la equidad en el acceso a recursos y servicios de salud mental. Asimismo, las escuelas desempeñan un papel crucial en la promoción de la salud mental, por lo que deberían incluir programas de educación emocional, ofrecer servicios de consejería y colaborar estrechamente con los servicios comunitarios de salud mental. Estas iniciativas son fundamentales para mitigar los efectos negativos de la desigualdad y mejorar las oportunidades disponibles para todos los adolescentes.

A pesar de sus significativas contribuciones, este estudio tiene varias limitaciones importantes. Primero, el diseño transversal impide establecer causalidad entre los indicadores de PSE y la salud mental. Segundo, al emplear una muestra por conveniencia, los resultados pueden no ser generalizables a toda la zona norte de Chile ni a otras regiones del país. Tercero, la exclusión de adolescentes de género no binario por su reducido tamaño muestral restringe la comprensión del impacto de estos factores en este grupo. Finalmente, aunque se emplearon instrumentos adecuados para medir la PSE y la salud mental, el estudio no evaluó otros factores intervinientes que podrían influir en las relaciones observadas. Estas limitaciones sugieren la necesidad de abordajes más amplios y representativos.

Futuras investigaciones podrían beneficiarse de adoptar un diseño longitudinal que permita examinar de manera más clara las dinámicas temporales entre este conjunto de variables. También es recomendable utilizar muestras probabilísticas y de contextos geográficos diversos, tanto de Chile como de contextos internacionales, a fin de ampliar estos hallazgos. Asimismo, futuros estudios deberían esforzarse por incluir muestras más diversas y representativas en términos de género o realizar muestreos intencionados en población de adolescentes de género no binario a fin de comprender como los distintos indicadores de PSE afectan su salud mental. Finalmente, el modelo estructural propuesto en esta investigación debería ser ampliado para considerar la inclusión

de otras variables, tales como el apoyo social y comunitario y otros factores protectores, como el desarrollo positivo, capital psicológico y resiliencia.

Referencias

- Berry, J. W. (1997). Immigration, acculturation, and adaptation. *Applied Psychology*, 46(1), 5–34. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.1997.tb01087.x>
- Bhugra, D. (2004). Migration and mental health. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 109(4), 243–258. <https://doi.org/10.1046/j.0001-690X.2003.00246.x>
- Bilbao Ramírez, M. Á., Torres Vallejos, J., Ascorra Acosta, P., López Leiva, V., Páez Rovira, D., Oyanedel, J. C., & Vargas Salfate, S. (2016). Propiedades psicométricas de la escala índice de bienestar personal (PWI – SC) en adolescentes chilenos. *Salud & Sociedad*, 7(2), 168–178. <https://doi.org/10.22199/s07187475.2016.0002.00003>
- Boyce, W., Torsheim, T., Currie, C., & Zambon, A. (2006). The family affluence scale as a measure of national wealth: Validation of an adolescent self-report measure. *Social Indicators Research*, 78(3), 473–487. <https://doi.org/10.1007/s11205-005-1607-6>
- Byrne, B. M. (2012). *Structural Equation Modeling With Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- Caqueo-Úrizar, A., Mena-Chamorro, P., Flores, J., Narea, M., & Irrázabal, M. (2020). Problemas de regulación emocional y salud mental en adolescentes del norte de Chile. *Terapia Psicológica*, 38(2), 203–222. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082020000200203>
- Caqueo-Úrizar, A., Mena-Chamorro, P., Henríquez, D., Urzúa, A., & Irrázabal, M. (2023). The Effects of Social Determinants and Resilience on the Mental Health of Chilean Adolescents. *Children*, 10(7), 1213. <https://doi.org/10.3390/children10071213>

- Caqueo-Úrizar, A., Mena-Chamorro, P., Urzúa, A., Muñoz-Henríquez, W., Flores, J., Narea, M., & Irrarrázaval, M. (2023). Mental Health in Indigenous Children and Adolescents: The Contribution of Cultural Background. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 25(1), 151–160. <https://doi.org/10.1007/s10903-022-01374-0>
- Caqueo-Úrizar, A., Urzúa, A. & De Munter, K. (2014). Mental health of indigenous school children in Northern Chile. *BMC Psychiatry* 14, 11. <https://doi.org/10.1186/1471-244X-14-11>
- Cooper, M., Reilly, E. E., Siegel, J. A., Coniglio, K., Sadeh-Sharvit, S., Pisetsky, E. M., & Anderson, L. M. (2022). Eating disorders during the COVID-19 pandemic and quarantine: an overview of risks and recommendations for treatment and early intervention. *Eating Disorders*, 30(1), 54–76. <https://doi.org/10.1080/10640266.2020.1790271>
- Doll, B. (2008). The Dual-Factor Model of Mental Health in Youth. *School Psychology Review*, 37(1), 69–73. <https://doi.org/10.1080/02796015.2008.12087909>
- Galobardes, B., Lynch, J., & Davey Smith, G. (2007). Measuring socioeconomic position in health research. *British Medical Bulletin*, 81–82(1), 21–37. <https://doi.org/10.1093/bmb/ldm001>
- Galobardes, B., Shaw, M., Lawlor, D. A., Lynch, J. W., & Smith, G. D. (2006). Indicators of socioeconomic position (part 1). *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60(1), 7–12. <https://doi.org/10.1136/jech.2004.023531>
- Greenspoon, P. J., & Saklofske, D. H. (2001). Toward an integration of subjective well-being and psychopathology. *Social Indicators Research*, 54(1), 81–108. <https://doi.org/10.1023/A:1007219227883>
- Güilgüiruca, M., Quiñones, M., & Zúñiga, C. (2023). Dimensionalidad de la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): Un estudio en trabajadores chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 70, 31–45. <https://doi.org/10.21865/RIDEP70.4.03>
- Hossain, M. M., Nesa, F., Das, J., Aggad, R., Tasnim, S., Bairwa, M., Ma, P., & Ramirez, G. (2022). Global burden of mental health problems among children and adolescents during COVID-19 pandemic: An umbrella review. *Psychiatry Research*, 317, 114814. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2022.114814>
- Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE) (2018). *Radiografía de Género: Pueblos Originarios en Chile 2017*. Santiago, Chile. Recuperado de <https://www.ine.gob.cl>
- Jiménez-Molina, Á., Abarca-Brown, G., & Montenegro, C. (2019). “No hay salud mental sin justicia social”: Desigualdades, determinantes sociales y salud mental en Chile. *Revista de Psiquiatría Clínica*, 57(1-2), 7–20.
- Keyes, C. L. M. (2005). Mental illness and/or mental health? Investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(3), 539–548. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.73.3.539>
- King, N., Davison, C. M., & Pickett, W. (2021). Development of a dual-factor measure of adolescent mental health: An analysis of cross-sectional data from the 2014 Canadian Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) study. *BMJ Open*, 11(9). <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-041489>
- Kuehner, C. (2017). Why is depression more common among women than among men?. *The Lancet Psychiatry*, 4(2), 146–158. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(16\)30263-2](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(16)30263-2)
- Kuhn, E. S., & Laird, R. D. (2014). Family support programs and adolescent mental health: Review of evidence. *Adolescent Health, Medicine and Therapeutics*, 5, 127–142. <https://doi.org/10.2147/AHMT.S48057>

- Lecuelle, F., Leslie, W., Huguelet, S., Franco, P., & Putois, B. (2020). Did the COVID-19 lockdown really have no impact on young children's sleep?. *Journal of Clinical Sleep Medicine*, 16(12), 2121. <https://doi.org/10.5664/jcsm.8806>
- Little, R. J. A. (1988). A Test of Missing Completely at Random for Multivariate Data with Missing Values. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198–1202. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478722>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behav. Res. Ther.*, 33(3), 335–343.
- Magalhães, E. (2024). Dual-factor Models of Mental Health: A Systematic Review of Empirical Evidence. *Psychosocial Intervention*, 33(2), 89 - 102. <https://doi.org/10.5093/pi2024a6>
- Marín-Gutiérrez, M., & Caqueo-Urizar, A. (2022). Evidencias en salud mental en niños, niñas y adolescentes Aymara del norte de Chile. Centro de Justicia Educativa.
- Martínez, P., Jiménez-Molina, Á., Mac-Ginty, S., Martínez, V., & Rojas, G. (2021). Salud mental en estudiantes de educación superior en Chile: una revisión de alcance con meta-análisis. *Terapia Psicológica*, 39(3), 405-426. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082021000300405>
- Mella, F. R., Vinet, E. V., & Alarcón, A. M. (2014). Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): Adaptación y propiedades psicométricas en estudiantes secundarios de Temuco. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, XXIII(2), 179–190.
- Mindlis, I., & Boffetta, P. (2017). Mood disorders in first- and second-generation immigrants: Systematic review and meta-analysis. *British Journal of Psychiatry*, 210(3), 182–189. <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.116.181107>
- Moreno-Maldonado, C., Rivera, F., Ramos, P., & Moreno, C. (2018). Measuring the Socioeconomic Position of Adolescents: A Proposal for a Composite Index. *Social Indicators Research*, 136(2), 517–538. <https://doi.org/10.1007/s11205-017-1567-7>
- Mújica, Ó. J., & Moreno, C. M. (2019). De la retórica a la acción: medir desigualdades en salud para “no dejar a nadie atrás”. *Rev Panam Salud Publica*, 43, 1–8. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2019.12>
- Navas, M., García, M. C., Sánchez, J., Rojas, A. J., Pumares, P., & Fernández, J. S. (2005). Relative Acculturation Extended Model (RAEM): New contributions with regard to the study of acculturation. *International Journal of Intercultural Relations*, 29(1), 21–37. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2005.04.001>
- Nonweiler J, Rattray F, Baulcomb J, Happé F, Absoud M. Prevalence and Associated Factors of Emotional and Behavioral Difficulties during COVID-19 Pandemic in Children with Neurodevelopmental Disorders. *Children*. 2020; 7(9):128. <https://doi.org/10.3390/children7090128>
- Oh, H., Goehring, J., Jacob, L., & Smith, L. (2021). Revisiting the Immigrant Epidemiological Paradox: Findings from the American Panel of Life 2019. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(9), 4619. <https://doi.org/10.3390/ijerph18094619>
- Organización Mundial de la Salud (OMS) (2008). *Closing the gap in a generation: Health equity through action on the social determinants of health. Commission on Social Determinants of Health final report.* World Health Organization. <https://www.who.int/publications/i/item/WHO-IER-CSDH-08.1>
- Organización Mundial de la Salud (OMS) (2010). *A conceptual framework for action on the social determinants of health: Debates, policy & practice, case studies.* World Health Organization. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241500852>

- Organización Mundial de la Salud (OMS) (2020). Global Health Estimates 2019: Disease burden by cause, age, sex, by country and by region, 2000-2019. Geneva: World Health Organization. <https://www.who.int/data/gho/data/themes/mortality-and-global-health-estimates>
- Organización Mundial de la Salud (OMS) (2022). Mental health and COVID-19: Early evidence of the pandemic's impact. Geneva: World Health Organization. <https://www.who.int/publications/item/9789240061311>
- Panchal, U., Salazar de Pablo, G., Franco, M., Moreno, C., Parellada, M., Arango, C., & Fusa-Poli, P. (2023). The impact of COVID-19 lockdown on child and adolescent mental health: Systematic review. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 32(7), 1151–1177. <https://doi.org/10.1007/s00787-021-01856-w>
- Pérez, A., Thrasher, J., Monzón, J. C., Arillo-Santillán, E., Barnoya, J., & Mejía, R. (2021). La escala de afluencia familiar para la medición de inequidades. *Salud Publica de Mexico*, 63(2), 201–210. <https://doi.org/10.21149/11793>
- Peverill, M., Dirks, M. A., Narvaja, T., Herts, K. L., Comer, J. S., & McLaughlin, K. A. (2021). Socioeconomic status and child psychopathology in the United States: A meta-analysis of population-based studies. *Clinical Psychology Review*, 83, 101933. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101933>
- Pförtner, T. K., Günther, S., Levin, K. A., Torsheim, T., & Richter, M. (2015). The use of parental occupation in adolescent health surveys. An application of ISCO-based measures of occupational status. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 69(2), 177–184. <https://doi.org/10.1136/jech-2014-204529>
- Pinto-Cortez, C., & Guerra, C. (2019). Victimization sexual de niños, niñas y adolescentes chilenos: prevalencia y características asociadas. *Revista de Psicología*, 28(2), 1-12. <https://doi.org/10.5354/0719-0581.2019.55658>
- R Core Team. (2024). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing.
- Reiss, F. (2013). Socioeconomic inequalities and mental health problems in children and adolescents: A systematic review. *Social Science and Medicine*, 90, 24–31. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.04.026>
- Rosenfield, S., & Mouzon, D. (2013). Gender and mental health. In C. S. Aneshensel, J. C. Phelan, & A. Bierman (Eds.), *Handbooks of sociology and social research* (pp. 277–296). Springer Science and Business Media B.V. https://doi.org/10.1007/978-94-007-4276-5_14
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Salinas-Contreras, M., Vargas, B., Crockett, M. A., & Martínez, V. (2023). Disparidades en el uso de servicios de salud mental de adolescentes en Chile. *Andes Pediátrica: Revista Chilena de Pediatría*, 94(6), 681–688. <https://doi.org/10.32641/andespediatr.v94i6.4637>
- Salk, R. H., Hyde, J. S., & Abramson, L. Y. (2017). Gender differences in depression in representative national samples: Meta-analyses of diagnoses and symptoms. *Psychological Bulletin*, 143(8), 783–822. <https://doi.org/10.1037/bul0000102>
- Santomauro, D. F., Mantilla Herrera, A. M., Shadid, J., Zheng, P., Ashbaugh, C., Pigott, D. M., ... Ferrari, A. J. (2021). Global prevalence and burden of depressive and anxiety disorders in 204 countries and territories in 2020 due to the COVID-19 pandemic. *The Lancet*, 398(10312), 1700–1712. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(21\)02143-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)02143-7)
- Shidhaye, R. (2023). Global priorities for improving access to mental health services for adolescents in the post-pandemic world. *Current Opinion in Psychology*, 51, 101661. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2023.101661>

- Sonego, M., Llácer, A., Galán, I., & Simón, F. (2013). The influence of parental education on child mental health in Spain. *Quality of Life Research*, 22(1), 203–211. <https://doi.org/10.1007/s11136-012-0130-x>
- Stevens, G. W. J. M., & Vollebergh, W. A. M. (2008). Mental health in migrant children. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 49(3), 276–294. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2007.01848.x>
- Suldo, S. M., & Shaffer, E. J. (2008). Looking beyond psychopathology: The dual-factor model of mental health in youth. *School Psychology Review*, 37(1), 52–68. <https://doi.org/10.1080/02796015.2008.12087908>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (Sixth). Pearson.
- Tomyn, A. J., & Cummins, R. A. (2011). The Subjective Wellbeing of High-School Students: Validating the Personal Wellbeing Index-School Children. *Social Indicators Research*, 101(3), 405–418. <https://doi.org/10.1007/s11205-010-9668-6>
- Torsheim, T., Cavallo, F., Levin, K. A., Schnohr, C., Mazur, J., Niclasen, B., & Currie, C. (2016). Psychometric Validation of the Revised Family Affluence Scale: a Latent Variable Approach. *Child Indicators Research*, 9(3), 771–784. <https://doi.org/10.1007/s12187-015-9339-x>
- Valencia, D. P. (2019). Las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21): ¿Miden algo más que un factor general? *Avances en Psicología*, 27(2), 177–190. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2019.v27n2.1796>
- Van Buuren, S. (2018). *Flexible Imputation of Missing Data, Second Edition* (2nd ed.). Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9780429492259>
- Van Buuren, S., & Groothuis-Oudshoorn, K. (2011). Mice: Multivariate Imputation by Chained Equations in R. *Journal of Statistical Software*, 45(3), 1–67. <https://doi.org/10.18637/jss.v045.i03>
- Vicente, B., Saldivia, S., de la Barra, F., Melipillán, R., Valdivia, M., & Kohn, R. (2012). Salud mental infanto-juvenil en Chile y brechas de atención sanitarias. *Revista Médica de Chile*, 140(4), 447–457. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872012000400005>
- Viner, R. M., Ozer, E. M., Denny, S., Marmot, M., Resnick, M., Fatusi, A., & Currie, C. (2012). Adolescence and the social determinants of health. *The Lancet*, 379, 1641–1652. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)60149-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)60149-4)
- Wight, R. G., Botticello, A. L., & Aneshensel, C. S. (2006). Socioeconomic context, social support, and adolescent mental health: A multilevel investigation. *Journal of Youth and Adolescence*, 35(1), 115–126. <https://doi.org/10.1007/s10964-005-9009-2>
- Xiang, Y., Cao, R., & Li, X. (2024). Parental education level and adolescent depression: A multi-country meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, 347, 645–655. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2023.11.081>
- Zanon, C., Brenner, R. E., Baptista, M. N., Vogel, D. L., Rubin, M., Al-Darmaki, F. R., Gonçalves, M., Heath, P. J., Liao, H. Y., Mackenzie, C. S., Topkaya, N., Wade, N. G., & Zlati, A. (2021). Examining the dimensionality, reliability, and invariance of the Depression, Anxiety, and Stress Scale-21 (DASS-21) across eight countries. *Assessment*, 28(6), 1531–1544. <https://doi.org/10.1177/1073191119887449>