



Revista Ciencias de la Salud

ISSN: 1692-7273

ISSN: 2145-4507

rev.cienc.salud@urosario.edu.co

Universidad del Rosario

Colombia

Castro-Alzate, Elvis Siprian; Cardona-Marín, Laura Milena; Pacheco, Robinson; Gamboa-Proano, Marco; Bustos, Claudio; Saldivia**, Sandra

Modelo explicativo de discapacidad en población con trastornos mentales graves: un estudio multicéntrico en tres países de Sudamérica *

Revista Ciencias de la Salud, vol. 19, núm. 3, 2021, Septiembre-Diciembre, pp. 1-32

Universidad del Rosario

Bogotá, Colombia

DOI: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.10713>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=56268492006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Modelo explicativo de discapacidad en población con trastornos mentales graves: un estudio multicéntrico en tres países de Sudamérica*

Explanatory Model of Disability in a Population with Severe Mental Disorders: A Multicenter Study in Three Countries of South America

Modelo explicativo da deficiência em uma população com transtornos mentais graves: um estudo multicêntrico em três países da América do Sul

Elvis Siprian Castro-Alzate, PhD¹

Laura Milena Cardona-Marín, MSc²

Robinson Pacheco, MSc²

Marco Gamboa-Proano, PhD (c)³

Claudio Bustos, PhD^{4,5}

Sandra Saldivia, PhD^{4**}

* Artículo basado en la tesis de Elvis Siprian Castro-Alzate para optar al grado de Doctor en Salud Mental de la Universidad de Concepción (Chile).

1 Escuela de Rehabilitación Humana, Universidad del Valle (Cali, Colombia). Programa de Doctorado en Salud Mental, Universidad de Concepción (Chile). Becario CONICYT 2017 (Chile).

2 Maestría en Epidemiología, Universidad Libre (Cali, Colombia).

3 Facultad de Ciencias Psicológicas, Universidad Central del Ecuador. Programa de Doctorado en Psicología, Universidad de Concepción (Chile).

4 Departamento de Psiquiatría y Salud Mental, Universidad de Concepción (Chile).

5 Departamento de Psicología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Concepción (Chile).

Elvis Siprian Castro-Alzate: ORCID <https://orcid.org/0000-0003-2498-350X>

Robinson Pacheco: ORCID <https://orcid.org/0000-0003-2525-9935>

Marco Gamboa-Proano: ORCID <https://orcid.org/0000-0002-3971-5156>

Claudio Bustos: ORCID <https://orcid.org/0000-0003-3478-9858>

Sandra Saldivia: ORCID <https://orcid.org/0000-0002-7594-7069>

** Autora de correspondencia: ssaldivi@udec.cl

Recibido: 12 de enero de 2020 · **Aceptado:** 3 de agosto de 2021

Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.10713>

Para citar este artículo: Castro-Alzate ES, Cardona-Marín LM, Pacheco R, Gamboa-Proañón M, Bustos C, Saldivia S. Modelo explicativo de discapacidad en población con trastornos mentales graves: un estudio multicéntrico en tres países de Sudamérica. Rev Cienc Salud. 2021;19(3):1-32. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.10713>

Resumen

Introducción: en el contexto latinoamericano se está generando evidencia sobre el empleo de instrumentos derivados de la Clasificación Internacional del Funcionamiento, de la Discapacidad y de la Salud en psiquiatría y salud mental. Este estudio corresponde a la primera investigación de carácter explicativo en población con trastornos mentales graves en tres países de Sudamérica. El objetivo es determinar un modelo explicativo de discapacidad en una muestra de personas con trastornos mentales graves en contacto con servicios ambulatorios de psiquiatría en Chile, Colombia y Ecuador. **Materiales y métodos:** se llevó a cabo un estudio multicéntrico, observacional, correlacional, de corte transversal, a partir de un muestreo probabilístico en Colombia y un muestreo por conveniencia en Chile y Ecuador. En total, participaron 803 adultos con trastornos mentales graves, en contacto con servicios ambulatorios de psiquiatría en Concepción (Chile), Cali (Colombia) y Quito (Ecuador). **Resultados:** el 91.3% de la muestra presentó algún grado de discapacidad. El modelo multivariado final incluyó las variables explicativas país (Colombia; $\beta = 6.724$); edad ($\beta = -0.163$); escolaridad ($\beta = -0.5029$); síntomas actuales de depresión ($\beta = 23.26$); episodio psicótico ($\beta = 4.795$); episodio hipomaniaco/maníaco ($\beta = 7.498$; $t = 3.711$); tener práctica religiosa ($\beta = -2.834$), y tener cuidador ($\beta = 10.363$). Obtuvo un coeficiente de determinación de 0.3275 ($F [23, 760] = 16.09$; $p < 0.001$, $R^2\Delta = 30.71$), que explica el 32.75% de la discapacidad de las personas de la muestra de los tres países participantes. **Conclusiones:** en un modelo multivariado de discapacidad para trastornos mentales graves, los síntomas actuales y la presencia de cuidador son las principales variables explicativas de discapacidad.

Palabras clave: trastornos mentales; esquizofrenia; trastorno depresivo mayor; trastorno bipolar; evaluación de la discapacidad.

Abstract

Introduction: Currently, evidence is being generated on the use of the International Classification of Functioning, Disability, and Health-derived tools in psychiatry and mental health. This study corresponds to the first investigation of explanatory character about a wide range of persons with severe mental disorders in three countries of South America. **Aim:** This study aims to determine an explanatory model of disability in a population with severe mental disorders in contact with outpatient psychiatry services in Chile, Colombia, and Ecuador. **Materials and methods:** A multicenter, observational, correlational, cross-sectional study was carried out based on a probabilistic sampling in Colombia and a convenience sampling in Chile and Ecuador. A total of 803 adults with severe mental disorders participated, who were in contact with outpatient psychiatry services in Concepción (Chile), Cali (Colombia), and Quito (Ecuador). **Results:** Some degree of disability was presented by 91.3% of participants. The final multivariate model included the explanatory variables country (Colombia; $\beta = 6.724$); age ($\beta = -0.163$); schooling ($\beta = -0.5029$); current depression symptoms ($\beta = 23.26$); psychotic episode ($\beta = 4.795$); hypomanic/manic episode ($\beta = 7.498$; $t = 3.711$); to have religious practice ($\beta = -2.834$); and to have a caregiver ($\beta = 10.363$); a coefficient of determination of 0.3275 ($F [23, 760] = 16.09$; $p < 0.001$ $R^2\Delta = 30.71$) was obtained, explaining a 32.75% disability in participants from the three participating countries. **Conclusions:** Current symptoms and the presence of a caregiver are the main explanatory variables of the disability burden in a multivariate model of disability for severe mental disorders.

Keywords: Mental disorders; schizophrenia; depressive disorder; major bipolar disorder; disability evaluation.

Resumo

Introdução: atualmente, no contexto latino-americano, estão sendo geradas evidências sobre o uso de instrumentos derivados da Classificação Internacional de Funcionalidade, da Deficiência e da Saúde em psiquiatria e saúde mental. Este estudo corresponde à primeira pesquisa explicativa em uma população com transtornos mentais graves em três países da América do Sul. **Objetivo:** determinar um modelo explicativo da deficiência em uma amostra de pessoas com transtornos mentais graves em contato com serviços psiquiátricos ambulatoriais no Chile, Colômbia e Equador. **Materiais e métodos:** foi realizado um estudo multicêntrico, observacional, correlacional, transversal, a partir de uma amostra probabilística na Colômbia e uma amostra de conveniência no Chile e Equador. No total participaram 803 adultos com transtornos mentais graves, em contato com serviços psiquiátricos ambulatoriais em Concepción (Chile), Cali (Colômbia) e Quito (Equador). **Resultados:** 91,3% da amostra apresentou algum grau de deficiência. O modelo multivariado final incluiu as variáveis explicativas país (Colômbia; $\beta = 6,724$); idade ($\beta = -0,163$); escolaridade ($\beta = -0,5029$); sintomas atuais de depressão ($\beta = 23,26$); episódio psicótico ($\beta = 4,795$); episódio hipomaníaco/maníaco ($\beta = 7,498$; $t = 3,711$); ter prática religiosa ($\beta = -2,834$), e ter cuidador ($\beta = 10,363$). Obteve coeficiente de determinação de 0,3275 ($F [23, 760] = 16,09$; $p < 0,001$; $R^2\Delta = 30,71$), explicando 32,75% da deficiência das pessoas da amostra dos três países participantes. **Conclusões:** em um modelo multivariado de deficiência para transtornos mentais graves, os sintomas atuais e a presença de um cuidador são as principais variáveis explicativas da deficiência.

Palavras-chave: transtornos mentais; esquizofrenia; transtorno depressivo maior; transtorno bipolar; avaliação da deficiência.

Introducción

Los trastornos mentales graves (TMG) han cobrado relevancia en los sistemas sanitarios, puesto que, en términos de morbilidad, se encuentran dentro de las primeras causas de años de vida ajustados por discapacidad (1-3). La carga asociada se ha incrementado en alrededor del 37.6% entre 1990 y 2010. Esta transición se relaciona con el crecimiento poblacional y el envejecimiento, condiciones en los que inciden factores sociodemográficos, clínicos y psicosociales (4-8).

Si bien no existe un consenso sobre la definición de los TMG, a partir del trabajo de Slade et al., se ha vinculado una perspectiva multidimensional, en la que existe una convergencia entre dimensiones como la seguridad, el apoyo social (formal e informal), el diagnóstico, la duración y la discapacidad asociada (9). Ello hace necesario que esta última se aborde desde la perspectiva de la Clasificación Internacional del Funcionamiento, de la Discapacidad y la Salud (CIF), propuesta en 2001 por la Organización Mundial de la Salud (10-12).

En el contexto latinoamericano son escasas las experiencias de investigación que vinculen la CIF con los instrumentos asociados a la salud mental y la psiquiatría. Esta brecha se puede explicar a partir de factores como lo novedoso y la estructura compleja de la clasificación, y la creencia de que la discapacidad se relaciona solo con condiciones físicas (13). Los pocos estudios regionales que han relacionado trastornos mentales, funcionamiento y discapacidad

identifican la influencia de variables sociodemográficas, como el sexo, la edad y el nivel de ingresos; variables clínicas, como la presencia de deficiencias cognitivas, el tiempo de evolución del diagnóstico clínico y la necesidad de manejo hospitalario, y variables psicosociales, como la presencia de un cuidador o la necesidad de apoyo (14-17). Adicionalmente, estudios previos han identificado que la depresión mayor, la esquizofrenia y los trastornos bipolares se caracterizan por presentar un aporte elevado a la carga específica de discapacidad, al reportar contribuciones del 40.5 %, 7.4 % y 7 %, respectivamente (2,18).

En la región, los avances en investigación en el área se han centrado en la determinación de propiedades psicométricas, en países como México, Puerto Rico y El Salvador, o en la descripción de perfiles de discapacidad (14,15,19-22). Sin embargo, aún se requiere evidencia sobre el efecto de los factores personales y ambientales en el funcionamiento/discapacidad de los usuarios de servicios de salud mental y psiquiatría, que permitan determinar la magnitud del aporte de variables sociodemográficas, clínicas y psicosociales.

El presente estudio tuvo como objetivo determinar un modelo explicativo de discapacidad en una muestra de personas con TMG en contacto con servicios ambulatorios de psiquiatría en Chile, Colombia y Ecuador.

Materiales y métodos

Se realizó un estudio correlacional, de corte transversal (23). Se invitó a participar de manera voluntaria, mediante la firma de un consentimiento informado, a personas de ambos sexos, con edades entre 18 y 65 años, con diagnósticos de trastorno depresivo mayor (código 296.xx), esquizofrenia (código 295.xx) y trastorno afectivo bipolar (códigos 296.xx y 296.89), de acuerdo con los criterios del *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales*, cuarta edición revisada (*DSM IV-R*) (24), que asistieron a consulta ambulatoria en el servicio de psiquiatría, Centros de Salud Mental Comunitaria de la provincia de Concepción (Chile); hospitales psiquiátricos pertenecientes al Ministerio de Salud Pública del Ecuador (zona 9 del Distrito Metropolitano de Quito), y los servicios ambulatorios de un centro hospitalario y centro de día reconocidos por la Secretaría de Salud Pública Municipal de Cali (Colombia).

Se excluyeron personas con presencia de deficiencia cognitiva, determinada a partir del tamizaje efectuado con el instrumento Mini-Mental Test y personas que requirieron hospitalización en los 30 días previos a la entrevista.

Para definir el tamaño de la muestra se acudió a un modelo estructural empleado para análisis factorial confirmatorio, basado en la cantidad de variables latentes, que determinó el número mínimo de casos para detectar una correlación mínima (δ) entre k variables, en ciertos niveles de significancia (α) y poder ($1 - \beta$), mediante la fórmula (25):

$$n = f[k, \delta \mid \alpha, \beta]$$

A partir del estudio original de validación de la Escala de Evaluación de Discapacidad de la Organización Mundial de la Salud (WHODAS 2.0), se tuvo en cuenta que esta evalúa la discapacidad a partir de los constructos *limitaciones en la actividad y restricciones en la participación*; además, su estabilidad ha sido demostrada en estudios de validación en población con TMG (26). Se definió, así mismo, el criterio de correlación moderada (δ) que, según Cohen, debe ser igual a 0.3, con un nivel de significación del 5 % y un poder del 95 %, por lo que se requerían como mínimo 247 personas por centro. En total se invitaron a participar a 1029 personas con TMG, pero 136 usuarios rechazaron ser parte del estudio (un 13.3 % de la muestra contactada). Los porcentajes de rechazo de Concepción, Cali y Quito fueron 27.4 % ($n = 88$), 3.2 % ($n = 10$) y 9.7 % ($n = 38$), respectivamente.

En Cali, la muestra se obtuvo a partir de muestreo aleatorio simple con remplazo secuencial a partir de un marco muestral de 5328 personas que reunieron los criterios de inclusión. Después de haber obtenido la información, se excluyeron dos personas más que solicitaron ser retiradas del proceso por motivos personales. La figura 1 resume el proceso de reclutamiento y selección de los participantes.

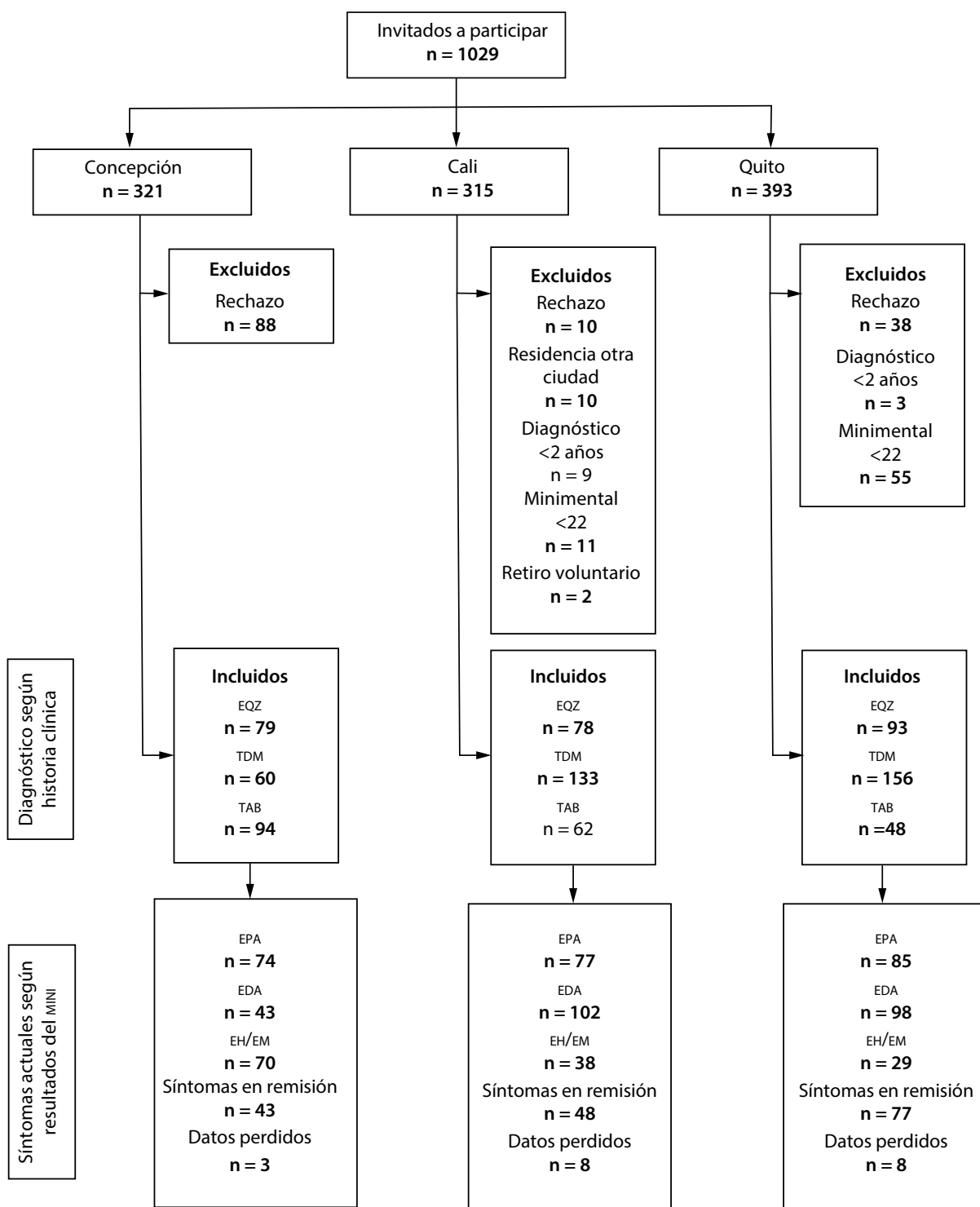


Figura 1. Estudio en los tres centros.

EQZ: esquizofrenia; TDM: trastorno depresivo mayor; TAB: trastorno afectivo bipolar; EPA: episodio psicótico actual; EDA: episodio depresivo actual; EH/EM: episodio hipomaniaco o maniaco actual.

Para la evaluación de la variable dependiente se empleó la versión en español de 36 ítems del WHODAS 2.0. Es un instrumento genérico derivado de la CIF, con opciones de respuesta

tipo Likert que establecen las categorías de ninguna (0), leve (1), moderada (2), severa (3) y extrema (4), que evalúa el funcionamiento y la discapacidad en población general y con diferentes condiciones de salud. Explora la discapacidad a partir de la evaluación de seis dominios de funcionamiento, ofreciendo información sobre la presencia de *limitaciones en la actividad y restricciones en la participación* (26,27).

En el proceso de validación del instrumento se reportó que goza de buenas propiedades psicométricas (coeficiente de correlación intraclass de 0.93-0.96 para el dominio y de 0.98 en general; los índices de α de Cronbach en población con trastornos mentales se encuentran entre 0.92 y 0.98) (27).

El procesamiento de datos permitió obtener puntajes directos, mediante el método complejo, con valores en una escala comprendida entre 0 (sin discapacidad) y 100 (discapacidad completa) (26).

La caracterización de la presencia de síntomas de los TMG se realizó mediante el empleo de los módulos de *episodio depresivo mayor*, de *trastornos psicóticos* y de *trastornos hipomaniacos/maniacos*, incluidos en la versión en español del instrumento Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI), que permitieron explorar de manera estructurada la presencia de los principales trastornos psiquiátricos del eje I del *DSM-IV-R* (28,29). Los estudios de validación reportan estabilidad temporal evaluada mediante test-retest, ≥ 0.75 ; sensibilidad y especificidad, ≥ 0.7 ; valor predictivo negativo, ≥ 0.88 , y valor predictivo positivo, ≥ 0.60 (28).

El entrevistado informa la presencia o ausencia de problemas psicológicos a lo largo de la vida o durante las últimas dos semanas. La respuesta positiva a una o varias preguntas permite al entrevistador indicar si se cumplen los criterios diagnósticos (29,30). Es una medida fiable que se ha empleado en procesos de investigación en la región (29,31,32).

Para establecer la presencia de deficiencia cognitiva, se empleó la versión en español del instrumento Mini-Mental State Examination (Mini-Mental), desarrollado por Folstein et al., validado en países de la región, incluida Colombia, y que ha reportado una sensibilidad de 0.93; una especificidad de 0.46; un valor predictivo negativo de 0.97, y un valor predictivo positivo de 0.29 (33-35). Esta prueba consta de 30 ítems, y permite evaluar cinco áreas: la orientación espacio-temporal; la capacidad de atención, concentración y memoria; la abstracción (cálculo); el lenguaje y la percepción visoespacial, y el seguimiento de instrucciones básicas (31,34). Fue empleada específicamente como herramienta para establecer criterios de exclusión, siguiendo las recomendaciones de los respectivos ministerios de salud de los países participantes.

Los evaluadores fueron profesionales de la salud. En Chile, una neuropsicóloga y un terapeuta ocupacional; en Colombia, una médica general y un terapeuta ocupacional, y en Ecuador, tres psicólogas. Se ofreció entrenamiento de 20 horas presenciales, mediante un protocolo operativo estandarizado para la administración de los instrumentos que incluyó los temas de módulos de la CIF, características y formas de administración de los instrumentos, análisis y sistematización de los datos. La formación fue certificada por el Departamento de Psiquiatría y Salud Mental de

la Universidad de Concepción (Chile). Como variables independientes se consideraron variables sociodemográficas, clínicas y psicosociales resumidas en la tabla 1.

Tabla 1. Variables independientes

Variables sociodemográficas	Variables clínicas	Variables psicosociales
Edad, sexo, escolaridad, estado civil, dependencia económica, ocupación.	Diagnóstico clínico, tiempo de evolución del diagnóstico, tipo de medicamentos psiquiátricos empleados, presencia de deficiencia cognitiva, tipo de contacto con centros de atención en salud mental.	Práctica religiosa, presencia de un cuidador, ser beneficiario de programas de apoyo.

Se llevó a cabo un análisis exploratorio de los datos para verificar datos faltantes y datos extremos. Por medio de un análisis univariado, se evaluó la distribución de los datos de las variables numéricas y se reportaron medidas de tendencia central y de dispersión. En el caso de las variables categóricas, se resumieron con porcentajes y se presentaron en una tabla de frecuencias. Para comparar entre países en todas las variables, se utilizó la prueba de χ^2 , si el número de casos por casilla era superior a 5, o el test exacto de Fisher en caso contrario.

Para determinar el modelo explicativo con mayor parsimonia y ajustar por posibles confusores, se acudió a un análisis multivariado mediante regresión lineal múltiple, en la que se definió como variable dependiente la discapacidad, expresada en puntuaciones directas entre 0 y 100, ponderada empleando la sección de trabajo/estudio en las personas que ejercían actividades productivas, y como variables independientes, las sociodemográficas, clínicas y psicosociales sociales.

Se determinó la importancia relativa del aporte promedio de cada una de las variables en el modelo de regresión final a partir del análisis Boruta y de bosques aleatorios (36,37). Finalmente, se acudió a imputación de datos perdidos a partir de las variables independientes que se comparó mediante un análisis de sensibilidad con la matriz de datos completos para determinar el efecto sobre el modelo de regresión lineal.

La información se procesó en el paquete estadístico SPSS versión 23 (licencia autorizada para la Universidad del Valle), compatible con Windows® y en lenguaje R, versión 3.

El estudio se clasificó como riesgo mínimo y para su desarrollo se tuvieron en cuenta las consideraciones éticas estipuladas en la Declaración de Helsinki. El estudio fue aprobado por el Comité Ético Científico del Servicio de Salud de Concepción de Chile (código CEC 17-10-73), por el Comité de Ética de la Universidad del Valle (Acta 012-017) y por el Comité de Ética de la Universidad Central del Ecuador (Oficio 019-CI-FCPS-2018). Los participantes firmaron el formato de consentimiento informado previamente a la evaluación; además, se garantizó

la participación voluntaria, el derecho a retirarse en cualquier momento del estudio y la confidencialidad de la información.

Resultados

En total participaron en el estudio 803 personas (tabla 2). Respecto al sexo, el 59.9 % correspondió a mujeres. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas entre los tres países ($p=0.001$), fundamentadas en la mayor participación de mujeres en la muestra de Colombia (60.1 %) y de Ecuador (67.0 %).

La edad promedio fue de 42.3 años ($DE=12.8$; rango: 18-65). Esta variable se analizó estableciendo categorías, y aun cuando predominaron los grupos con edades comprendidas entre 30 y 39 años (24.2 %), entre 40 y 49 años (21.8 %) y entre 50 y 59 años (24.4 %), no hubo diferencias estadísticamente significativas entre los tres países ($p=0.082$).

Respecto de la escolaridad, el promedio de años cursados y aprobados fue 11.3 ($DE=4.02$; rango: 1-22). Para determinar los niveles educativos, se definieron grupos de acuerdo con el número de años por nivel de escolaridad en cada uno de los países. Predominaron la educación media y superior, con 42.7 % y 28.5 %, respectivamente. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas, considerando que en la muestra de Chile fue más frecuente el nivel educativo superior ($p<0.001$).

Con relación al estado civil, cerca de la mitad de la muestra era soltera (46.9 %), seguida de personas que manifestaron ser casadas o convivir en pareja (38.7 %). Se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre los tres países, puesto que en la muestra de Colombia predominaron las personas casadas/convivientes ($p=0.001$).

En cuanto a la situación ocupacional actual, el 39.9 % refirió ser asalariado o trabajador independiente; el 23.9 %, desempleados, y el 16.2 %, responsable de las actividades domésticas. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas entre los tres países, empleando χ^2 ($p<0.001$), lo anterior considerando que en la muestra de Chile se identificó un mayor porcentaje de personas con licencia médica (23.6 %) y un menor porcentaje de personas desempleadas (17.2 %).

Respecto de la dependencia económica, el 56.4 % refirió depender de sus propios ingresos; mientras que el 63.6 % indicó depender del apoyo de la familia. Estas categorías no son mutuamente excluyentes, por lo que es posible que los participantes dependan simultáneamente de ambas fuentes de ingresos. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas ($p<0.001$), considerando que en Ecuador el 80.1 % dependía económicamente de la familia, en tanto que en Chile y en Colombia esta condición se presentó con un 60.1 % y 48.7 %, respectivamente.

A partir de los reportes de la historia clínica de los participantes, la muestra total quedó conformada por personas con diagnóstico de trastorno depresivo mayor (43.5 %), esquizofrenia (31.1 %) y trastorno afectivo bipolar (25.4 %). Se identificaron diferencias estadísticamente significativas entre los tres países ($p < 0.001$), considerando que en Colombia y Ecuador predominaron casos de personas con trastorno depresivo mayor con un 48.7 % y un 52.5 %, respectivamente; mientras que en Chile predominaron casos de personas con trastorno afectivo bipolar, con un 46.7 %.

En promedio, el tiempo de evolución del diagnóstico fue 9.4 años ($DE = 8.7$; rango: 2-50). Esta variable se analizó mediante el establecimiento de categorías, y así se identificaron diferencias estadísticamente significativas entre los tres países ($p < 0.001$). Predominaron personas con evolución diagnóstica de menos de diez años (63.3 %), en tanto que las personas con evolución diagnóstica mayor o igual a 30 años presentaron la menor frecuencia (5.4 %).

Para caracterizar la condición clínica actual, se emplearon los módulos correspondientes a episodio depresivo, episodio psicótico y episodio hipomaniaco/maniaco, todos incluidos en la MINI. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas ($p < 0.001$), puesto que, del total de la muestra, el 20.9 % reportó haber resuelto el síntoma, el 29.4 % presentaba episodio psicótico, el 30.3 % tuvo episodio depresivo, sobre todo en la muestra de Colombia y Ecuador, y el 17.1 % presentó episodio hipomaniaco/maniaco, más frecuente en la muestra de Chile.

El total de la muestra reportó el consumo actual de medicamentos de uso psiquiátrico, por lo que se decidió clasificarlos de acuerdo con su función principal. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas entre los tres países en el uso de tratamiento antipsicótico y de tratamiento estabilizador del ánimo, ambos de mayor frecuencia en la muestra de Chile ($p < 0.001$); mientras que el uso de tratamiento antidepresivo fue más frecuente en las muestras de Colombia y Ecuador. Finalmente, el uso de tratamiento ansiolítico fue más frecuente en la muestra de Colombia ($p < 0.001$).

Con relación a las variables psicosociales incluidas en el presente estudio, el 24.4 % de la muestra ($n = 196$) refirió contar con un cuidador. No hubo diferencias estadísticamente significativas entre los países ($p = 0.124$).

El 49.3 % ($n = 396$) manifestó practicar alguna religión y realizar alguna actividad al menos una vez al mes. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas entre las muestras ($p < 0.001$), dado que en Colombia y Ecuador se documentó el mayor porcentaje de participación en actividades religiosas.

Respecto a los programas de apoyo, el 3.0 % participaba en programas de educación. Se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre los países ($p < 0.001$), explicadas en la mayor frecuencia en la muestra de Chile (7.7 %).

En cuanto a los programas de capacitación laboral, el 12.7 % participaba en este tipo de programas. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas ($p < 0.001$), dado que en la muestra de Colombia se reportó que el 25.6 % de la muestra manifestó ser beneficiario.

El 20.2 % contaba con programas de vivienda. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas ($p < 0.001$) que se explican en la mayor participación de la muestra de Colombia (25.6 %).

En relación con la participación en programas de recreación, el 24.9 % de la muestra reportó estar vinculado activamente a estos. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas, puesto que la muestra de Colombia manifestó asistir a estos programas en un 64.8 % ($p < 0.001$).

Respecto de ser beneficiario de algún tipo de subsidio, como alimentación, transporte o alimentación, el 27.6 % manifestó contar con algún tipo de beneficio en dichas áreas. Se hallaron diferencias estadísticamente significativas ($p < 0.001$) que se explican en el contraste de la alta frecuencia (59.7 %) de la muestra de Colombia; mientras que en la muestra de Ecuador el porcentaje fue bajo (1.3 %).

Por último, respecto de contar con ingresos por pensión, el 20.9 % de la muestra reportó tener acceso a este beneficio. Se identificaron diferencias estadísticamente significativas fundamentadas en la mayor frecuencia en la muestra de Chile (47.2 %); en tanto que en la de Colombia este porcentaje fue bajo (8.8 %).

Tabla 2. Características sociodemográficas, clínicas y psicosociales de la muestra total y por centro

Variable	Total (n = 803)		Chile (n = 233)		Colombia (n = 273)		Ecuador (n = 297)		χ^2 (gl)	p
	n	%	N	%	n	%	n	%		
Sexo										
Mujer	481	59.9	118	50.6	164	60.1	199	67.0	14.553 (2)	0.001
Hombre	322	40.1	115	49.4	109	39.9	98	33.0		
Edad										
Menor de 30	156	19.4	41	17.6	44	16.1	71	23.9	13.996 (8)	0.082
30-39 años	194	24.2	61	26.2	62	22.7	71	23.9		
40-49 años	175	21.8	54	23.2	64	23.4	57	19.2		
50-59 años	196	24.4	58	24.9	64	23.4	74	24.9		
Mayor de 60	82	10.2	19	8.2	39	14.3	24	8.1		
Escolaridad										
Básica	181	22.5	21	9.0	70	25.6	90	30.3	60.864 (6)	0.000
Media	343	42.7	102	43.8	112	41.0	129	43.4		
Superior	229	28.5	98	42.1	63	23.1	68	22.9		
Otra	50	6.2	12	5.2	28	10.3	10	3.4		

Continúa

Variable	Total (n = 803)		Chile (n = 233)		Colombia (n = 273)		Ecuador (n = 297)		χ^2 (gl)	p
	n	%	N	%	n	%	n	%		
Estado civil										
Soltero	377	46.9	135	57.9	103	37.7	139	46.8	23.862 (6)	0.001
Casado-conviviente	311	38.7	66	28.3	127	46.5	118	39.7		
Separado-divorciado	99	12.3	29	12.4	35	12.8	35	11.8		
Viudo	16	2.0	3	1.3	8	2.9	5	1.7		
Ocupación actual										
Desempleado	192	23.9	40	17.2	87	31.9	65	21.9	188.637 (10)	0.000
Licencia médica	64	8.0	55	23.6	6	2.2	3	1.0		
Estudiante	59	7.3	20	8.6	16	5.9	23	7.7		
Actividades domésticas	130	16.2	21	9.0	29	10.6	80	26.9		
Asalariado-trabajador independiente	320	39.9	91	39.1	104	38.1	125	42.1		
Dependencia económica										
Ingresos propios	453	56.4	170	73.0	140	51.3	143	48.1	62.461 (2)	0.000
Familia	511	63.6	140	60.1	133	48.7	238	80.1	37.123 (2)	0.000
Diagnóstico según historia clínica										
Trastorno depresivo mayor	349	43.5	60	25.8	133	48.7	156	52.5	56.554 (4)	0.000
Trastorno afectivo bipolar	204	25.4	94	46.1	62	30.4	48	23.5		
Esquizofrenia	250	31.1	79	31.6	78	31.2	93	37.2		
Evolución del diagnóstico										
Menos de 10 años	508	63.3	114	48.9	177	64.8	217	73.1	57.017 (6)	0.000
Entre 10 y 19 años	183	22.8	56	24.0	71	26.0	56	18.9		
Entre 20 y 29 años	69	8.6	41	17.6	15	5.5	13	4.4		
≥ 30 años	43	5.4	22	9.4	10	3.7	11	3.7		
Síntomas actuales (MINI)										
Episodio con síntomas remitidos	168	20.9	43	18.5	48	17.6	77	25.9	55.873 (6)	0.000
Episodio psicótico actual	236	29.4	74	31.8	77	28.2	85	28.6		
Episodio depresivo actual	243	30.3	43	18.5	102	37.4	98	33.0		
Episodio hipomaniaco/maniaco actual	137	17.1	70	30.0	38	13.9	29	9.8		
Casos perdidos	19	2.4	3	1.3	8	2.9	8	2.7		

Continúa

Variable	Total (n = 803)		Chile (n = 233)		Colombia (n = 273)		Ecuador (n = 297)		χ^2 (gl)	p
	n	%	N	%	n	%	n	%		
Tipo de tratamiento										
Antipsicótico	520	64.8	177	76.0	162	59.3	181	60.9	18.229 (2)	0.000
Estabilizador ánimo	252	31.4	103	44.2	68	24.9	81	27.3	25.436 (2)	0.000
Antidepresivo	444	55.3	86	36.9	203	74.4	155	52.2	73.35 (2)	0.000
Ansiolítico	103	12.8	38	16.3	46	16.8	19	6.4	17.458 (2)	0.000
Cuidador										
Sí	196	24.4	68	29.2	63	23.1	65	21.9	4.168 (2)	0.124
Práctica religiosa										
Sí	396	49.3	87	37.3	138	50.5	171	57.6	21.644 (2)	0.000
Programas de apoyo										
Educación*	24	3.0	18	7.7	1	0.4	5	1.7	23.504 (2)	0.000
Capacitación laboral*	102	12.7	28	12.0	70	25.6	4	1.3	85.436 (2)	0.000
Vivienda*	162	20.2	15	6.4	145	53.1	2	0.7	291.188 (2)	0.000
Recreación	200	24.9	16	6.9	177	64.8	7	2.4	353.997 (2)	0.000
Subsidio*	222	27.6	55	23.6	163	59.7	4	1.3	279.113 (2)	0.000
Pensión	168	20.9	110	47.2	24	8.8	34	11.4	137.722 (2)	0.000

* Prueba de Fisher.

Para determinar el modelo óptimo que explicara la variable dependiente *discapacidad*, obtenida a partir de los resultados de WHODAS 2.0, se acudió a la construcción y comparación de modelos lineales múltiples. Se incorporaron como factores explicativos variables sociodemográficas, clínicas y psicosociales de la muestra.

En la estimación de los modelos se asumió la ocurrencia de la variable dependiente discapacidad bajo una escala de valores continuos entre 0 y 100, lo que implica que las personas con TMG que obtuvieron una mayor puntuación presentaron mayor discapacidad. La estimación de la variable dependiente incluyó una ponderación a partir de la variable situación ocupacional actual, que discriminaba entre personas que en el momento de la evaluación manifestaron ser estudiante o tener un rol productivo remunerado o no remunerado.

A partir de los resultados de la MINI, se generaron dos modelos iniciales para realizar contrastes mediante el análisis multivariado. El primer modelo incorporó seis categorías, basadas en la presencia (episodio actual) y ausencia (episodio con síntomas remitidos) de los diagnósticos incluidos en el estudio. Las categorías fueron episodio psicótico actual, episodio psicótico con resolución de síntomas, episodio depresivo actual, episodio depresivo

con resolución de síntomas, episodio hipomaniaco/maniaco actual y episodio hipomaniaco/maniaco con resolución de síntomas.

El segundo modelo incorporó cuatro categorías. En este se mantuvieron las tres categorías diagnósticas de episodio actual y se agruparon los casos de resolución de síntomas en una sola categoría, que se utilizó como control. No se observaron diferencias estadísticamente significativas entre ambos modelos mediante el empleo de análisis de varianza ($F = 0.247$; $p = 0.7806$). Usando el Criterio de Información de Akaike (AIC) y el Criterio de Información Bayesiano (BIC), los resultados corroboran que el modelo de cuatro categorías cuenta con menores valores en los criterios anteriormente descritos (modelo de cuatro categorías AIC = 6685.950 y BIC = 6844.539; modelo seis categorías AIC = 6689.431 y BIC = 6857.350). En función de estos antecedentes, se seleccionó el modelo de cuatro categorías diagnósticas. La tabla 3 resume los parámetros de ambos modelos.

Tabla 3. Comparación de modelos de acuerdo con las categorías diagnósticas del MINI

Variable ^a	Variable dependiente: puntuación directa WHODAS 2.0	
	Modelo de seis categorías	Modelo de cuatro categorías
País		
Colombia	7.933 (2.350)***	8.004 (2.344)***
Ecuador	1.511 (2.943)	1.497 (2.939)
Edad	-0.173 (0.067)**	-0.173 (0.066)***
Escolaridad	-0.505 (0.169)***	-0.503 (0.168)***
Estado civil		
Casado-pareja	-0.271 (1.631)	-0.194 (1.626)
Separado-divorciado	-0.317 (2.157)	-0.223 (2.148)
Situación laboral		
Estudiante	5.822 (3.266)	-4.485 (2.760)
Actividades domésticas	-1.756 (2.111)	-1.680 (2.106)
Pensionado	5.822 (3.266)*	5.719 (3.259)*
Desempleado	1.654 (1.717)	1.612 (1.714)
Licencia médica	2.559 (2.596)	2.579 (2.592)
Dependencia económica		
Ingreso propio	1.266 (2.596)	1.273 (1.811)
Familia	1.577 (1.752)	1.600 (1.748)
Evolución del diagnóstico	-0.009 (0.089)	-0.013 (0.087)

Continúa

Variable ^a			Variable dependiente: puntuación directa WHODAS 2.0			
			Modelo de seis categorías		Modelo de cuatro categorías	
Tipo de tratamiento						
Antipsicótico			2.530 (1.387)*		2.536 (1.386)*	
Estabilizador del ánimo			1.386 (1.578)		1.434 (1.554)	
Antidepresivo			0.109 (1.578)		0.219 (1.469)	
Ansiolítico			-1.218 (1.908)		-1.157 (1.903)	
Programas de apoyo						
Capacitación laboral			2.797 (3.814)		2.860 (3.797)	
Vivienda			-0.437 (2.329)		-0.359 (2.324)	
Recreación			2.011 (2.416)		1.914 (2.410)	
Subsidio			-0.331 (1.805)		-0.357 (1.802)	
Pensión			1.262 (1.786)		1.243 (1.781)	
Otro			1.074 (2.756)		1.067 (2.752)	
Práctica religiosa			-2.780 (1.273)**		-2.769 (1.272)**	
Cuidador			10.731 (1.514)***		10.629 (1.506)***	
Diagnóstico						
Episodio depresivo actual (sí)			23.115 (2.037)***		23.536 (1.780)***	
Episodio psicótico actual (no)			-3.520 (5.003)		No aplica	
Episodio psicótico actual (sí)			3.997 (2.291)*		4.585 (1.932)	
Episodio hipomaniaco/maniaco actual (no)			-0.532 (3.183)		No aplica	
Episodio hipomaniaco/maniaco actual (sí)			6.685 (2.438)***		7.190 (2.060)***	
Constante			23.445 (5.156)***		22.882 (5.016)***	
R ²			0.334		0.334	
R ² ajustado			0.304		0.305	
Error estándar residuos			16.847 (gl 749)		16.831 (gl 751)	
Estadístico F			11.056*** gl 34; 749		11.755*** gl 32; 751	
Modelo	Diferencia de residuos	Residuos	Grados de libertad	Sumatoria de cuadrados	F	p
Seis categorías diagnósticas	749	212593				
Cuatro categorías diagnósticas	751	212733	-2	-140.66	0.247	0.7806

^a listado de comparadores: Chile, soltero, empleado/asalariado, episodio depresivo actual (no).

Nivel de confianza para la inclusión del estimador * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$.

El modelo multivariado inicial, basado en cuatro categorías diagnósticas, consideró variables sociodemográficas, clínicas y psicosociales con el método de introducción progresiva (*forward stepwise*). Se identificaron como variables explicativas el país (Colombia: $\beta = 8.0035$; $t = 4.562$; $p = 0.00067$), escolaridad ($\beta = -0.5029$; $t = -2.95$; $p = 0.00958$); episodio depresivo actual ($\beta = 23.536$; $t = 13.222$; $p \leq 0.01$); episodio psicótico actual ($\beta = 4.585$; $t = 3.373$; $p = 0.017$); episodio hipomaniaco/maniaco actual ($\beta = 7.190$; $t = 3.491$; $p = 0.00050$); tener práctica religiosa ($\beta = -2.768$; $t = -2.177$; $p = 0.0297$), y tener un cuidador ($\beta = 10.628$; $t = 7.060$; $p \leq 0.01$). El coeficiente de determinación fue de 0.3337 ($F [32, 751] = 16.83$; $p < 0.001$; $R^2\Delta = 0.30.53$), lo que significa que el modelo explica el 33.37 % de la discapacidad de las personas con TMG de los tres países (tabla 4).

Tabla 4. Modelo de análisis multivariado a partir de los datos completos

Variables ^a	B	Error estándar	Valor <i>t</i>	<i>p</i>
Intercepto	22.882	5.015	4.562	<0.001
País				
Colombia	8.0035	2.3439	3.415	0.00067
Ecuador	1.4966	2.9390	0.059	0.61074
Edad			-2.597	0.00958
Sexo				
Hombre	1.01277	1.4446	0.701	0.48348
Escolaridad	-0.50290	0.1679	-2.995	0.00283
Estado civil				
Casado-pareja	-0.19392	1.62611	-0.119	0.90510
Separado-divorciado	-0.22322	2.14781	-0.104	0.91725
Viudo	-2.09285	4.60868	-0.454	0.64988
Situación laboral				
Estudiante	-4.48523	2.76042	-1.625	0.10461
Actividades domésticas	-1.68033	2.10635	-0.798	0.42527
Pensionado	5.71000	3.25897	1.752	0.08167
Desempleado	1.61208	1.71433	0.940	0.34733
Licencia médica	2.57937	2.59211	0.995	0.32001
Dependencia económica				
Ingresos propios	1.27312	1.81106	0.703	0.48293
Familia	1.59978	1.74848	0.915	0.36051
Evolución del diagnóstico (años)	-0.01349	0.08746	-0.154	0.87744

Continúa

Variables ^a	B	Error estándar	Valor t	p
Síntomas actuales (MINI)				
Episodio depresivo	23.53607	1.78006	13.222	<0.001
Episodio psicótico	4.58511	1.93233	2.373	0.017
Episodio hipomaniaco/maniaco	7.19041	2.05961	3.491	0.00050
Tipo de tratamiento				
Antipsicótico	2.53588	1.38579	1.830	0.06765
Estabilizador del ánimo	1.43353	1.55350	0.923	0.35642
Antidepresivo	0.21891	1.46927	0.149	0.88160
Ansiolítico	-1.15717	1.90287	-0.608	0.54329
Programas de apoyo				
Educación	2.85965	3.79634	0.753	0.45158
Capacitación laboral	-0.62222	2.18276	-0.285	0.77567
Vivienda	-0.35852	2.32411	-0.154	0.87744
Recreación	1.91406	2.41009	0.794	0.42733
Subsidio	-0.35697	1.80233	-0.198	0.84305
Pensión	1.24318	1.78098	0.698	0.48537
Otro	1.06710	2.75156	0.388	0.69826
Práctica religiosa				
Sí	-2.76877	1.27178	-2.177	0.02978
Presencia de cuidador				
Sí	10.62895	1.50554	7.060	<0.001

Error estándar residual: 16.83 en 751 grados de libertad.

R-cuadrado múltiple: 0.3337, R-cuadrado ajustado: 0.3053.

Estadístico F: 11.76 en 32 y 751 grados de libertad, valor $p < 0.001$.

^a listado de comparadores: Chile, mujer, soltero, empleado/asalariado, síntomas en remisión.

Este modelo no es lineal, presenta desajustes en los valores extremos, por lo que la varianza es mayor cuando se incrementa el valor de la puntuación global de discapacidad. Lo anterior implica que, ante la presencia de valores extremos relevantes, el modelo tiende a sobrestimar los valores predichos en puntuaciones bajas (referencia para ninguna discapacidad) y a subestimar en puntuaciones altas (referencia para discapacidad severa) (figura 2).

Al considerar que hubo datos perdidos, se generó un modelo de imputación múltiple para ser contrastado con el modelo inicialmente definido. Con lo anterior se analizó la sensibilidad, con el propósito de determinar la presencia de diferencias entre los coeficientes del modelo basado en los datos completos y del modelo basado en la imputación. Se logró establecer que tanto los coeficientes como el valor de p fueron equivalentes; en este sentido,

los parámetros obtenidos en la matriz de datos completos fueron fiables para establecer un modelo multivariado.

En la muestra a partir del análisis de bosques aleatorios, los factores más importantes para predecir la discapacidad corresponden a variables clínicas, entre ellas la presencia de síntomas a partir de los resultados de la MINI (cuatro categorías), que fue la de mayor aporte; por lo que retirar esta variable implicaba un incremento del 61 % en el error de medición. Las variables clínicas que le siguen en importancia son el tiempo de evolución del diagnóstico y el uso de tratamiento antidepresivo, que al ser retiradas incrementan el error en un 7.38 % y un 4.86 %, respectivamente.

Entre las variables sociodemográficas, las más importantes fueron el país, la edad y la escolaridad. Al ser retiradas aportarían el 16.54 %, el 15.02 % y el 13.83 % de error de medición, respectivamente.

Entre las variables psicosociales, las más importantes fueron tener cuidador, participar en programas de apoyo en recreación y ser pensionado; al ser retiradas, aportarían un 18.36 %, un 7.83 % y un 6.73 % de error de medición, respectivamente.

De acuerdo con los resultados del método Boruta, se observaron 14 variables relevantes, que organizadas de acuerdo con el promedio de importancia fueron: síntomas actuales (29.72 %), tener cuidador (12.49 %), país (11.32 %), tiempo de evolución del diagnóstico (8.76 %), tener algún tipo de subsidio (8.43 %), escolaridad (8.22 %), edad (6.99 %), situación laboral (5.69 %), tener pensión (3.99 %), práctica religiosa (3.87 %), ser beneficiario de programas de recreación (3.79 %), estado civil (3.37 %) y sexo (3 %). Retirar cualquiera de estas variables implica la pérdida de precisión en la predicción atribuible a la variable discapacidad.

A partir de los resultados del análisis de importancia de factores, se generó un nuevo modelo multivariado que incluyó las variables explicativas país (Colombia: $\beta = 6.724$; $t = 6.454$; $p < 0.001$), edad ($\beta = -0.163$; $t = -2.482$; $p = 0.0132$), escolaridad ($\beta = -0.5029$; $t = -2.995$; $p = 0.00162$); presencia de episodio depresivo actual ($\beta = 23.26$; $t = 13.186$; $p \leq 0.01$); presentar episodio psicótico actual ($\beta = 4.795$; $t = 2.512$; $p = 0.0122$); presentar episodio hipomaniaco/maniaco actual ($\beta = 7.498$; $t = 3.711$; $p = 0.00022$); tener práctica religiosa al menos una vez al mes ($\beta = -2.834$; $t = -2.234$; $p = 0.0257$), y requerir el apoyo de un cuidador ($\beta = 10.363$; $t = 6.933$; $p < 0.001$).

Este modelo obtuvo un coeficiente de determinación de $R^2 = 0.33$ ($F(23, 760) = 16.09$; $p < 0.001$, $R^2\Delta = 30.71$), lo que significa que explica el 32.75 % de la discapacidad de las personas con TMG de los tres países (tabla 5). Al comprobar los supuestos del modelo, se confirmó la presencia de asimetría positiva y un incremento de la varianza en los residuos altos (figura 2).

Tabla 5. Modelo reducido a partir de variables relevantes

Variables ^a	B	Error estándar	Valor t	p
Intercepto	26.974	4.179	6.454	<0.001
País				
Colombia	6.724	2.1980	3.059	0.002299
Ecuador	1.7863	2.8197	0.634	0.526591
Edad	-0.1632	0.0657	-2.482	0.013292
Sexo				
Hombre	0.9432	1.4285	0.660	0.509313
Escolaridad	-0.50290	0.1679	-2.995	0.001622
Estado civil				
Casado-pareja	-0.09891	1.59736	-0.062	0.950638
Separado-divorciado	-0.32752	2.13226	-0.154	0.877962
Viudo	-3.03920	4.52946	-0.665	0.506181
Situación laboral				
Estudiante	-3.81771	2.66622	-1.432	0.152589
Actividades domésticas	-1.75921	2.00943	-0.875	0.381591
Pensionado	5.53099	3.21949	1.718	0.086209
Desempleado	1.56639	1.64528	0.952	0.341373
Licencia médica	2.70272	2.57075	1.051	0.293439
Evolución del diagnóstico (años)	-0.01349	0.08746	-0.154	0.939344
Síntomas actuales (MINI)				
Episodio depresivo	23.26	1.76419	13.186	<0.001
Episodio psicótico	4.795	1.90882	2.512	0.01221
Episodio hipomaniaco/maniaco	7.498	2.02010	3.711	0.000221
Programas de apoyo				
Recreación	1.32256	1.95466	0.677	0.498854
Subsidio	0.32098	1.66167	0.193	0.846875
Pensión	1.50844	1.71143	0.881	0.378384
Otro	0.41204	2.69293	0.153	0.878433
Práctica religiosa				
Sí	-2.83470	1.26873	-2.234	0.025754
Presencia de cuidador				
Sí	10.36332	1.49488	6.933	<0.001

Error estándar residual: 16.81 en 760 grados de libertad.

R-cuadrado múltiple: 0.3275, R-cuadrado ajustado: 0.3071.

Estadístico F: 16.09 en 23 y 760 grados de libertad, valor de $p < 0.001$.

^a listado de comparadores: Chile, mujer, soltero, empleado/asalariado, síntomas en remisión.

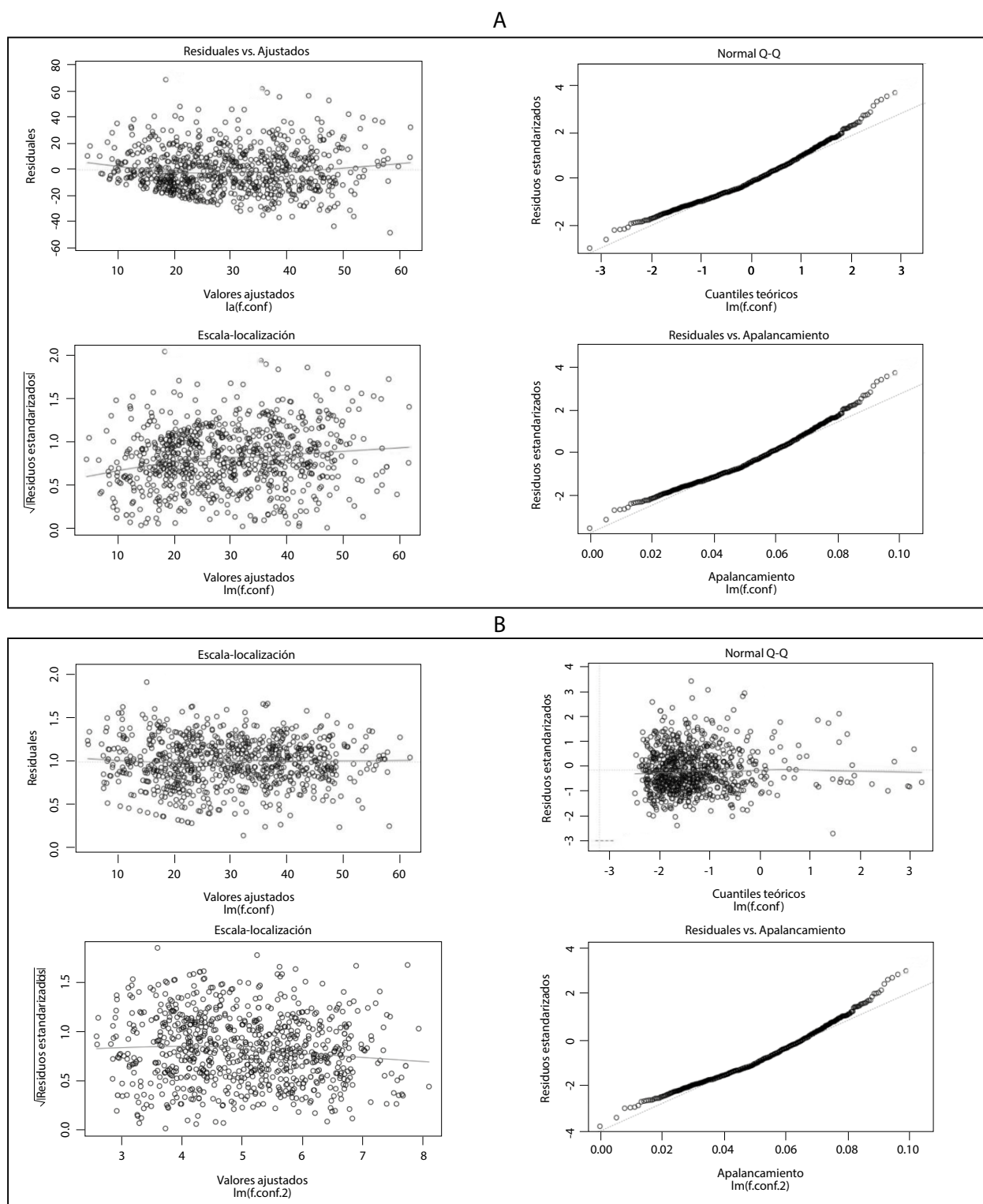


Figura 2. Características de los modelos. A) Modelo reducido. B) Modelo transformado a raíz cuadrada

Por ello, se comprobó una solución basada en la transformación a raíz cuadrada que conserva las variables explicativas y denotó un ajuste de los residuos a los supuestos de regresión. La prueba de Shapiro-Wilk determinó normalidad de los residuos ($W = 0.9966$; $p = 0.09962$); sin embargo, al comparar los valores del coeficiente de determinación de ambos

modelos, no se identificaron variaciones significativas (R^2 modelo reducido = 0.3275 vs. R^2 modelo transformado = 0.3216), por lo que para efectos de interpretación de los coeficientes se mantiene el modelo reducido.

El modelo general para explicar la discapacidad en personas con TMG de tres países de Sudamérica incorporó una versión reducida. Por ello, las variables explicativas se interpretan en función de la cantidad de unidades en las que se modifica la variable dependiente, considerando los siguientes criterios: con relación a las variables sociodemográficas, en el caso de Colombia, al ser comparado con Chile, se presenta un incremento de 6.72 unidades de discapacidad; mientras que en Ecuador este incremento fue de 1.78 unidades.

Por cada año de incremento en la edad, se presenta una reducción de 0.16 unidades en la variable discapacidad. Con respecto a la escolaridad, por cada año cursado y aprobado, la discapacidad se reduce en 0.5 unidades.

Con relación a las variables clínicas, en comparación con las personas del grupo de síntomas en remisión, la presencia de episodio depresivo actual a partir de los resultados de la MINI, la discapacidad se incrementa en 23.26 unidades; la presencia de un episodio psicótico incrementa la discapacidad en 4.8 unidades, y, finalmente, la presencia de un episodio hipomaniaco/maniaco incrementa la discapacidad en 7.5 unidades.

En cuanto a las variables psicosociales, la práctica religiosa reduce la carga de discapacidad en 2.8 unidades; mientras que la necesidad de contar con un cuidador, incrementa la discapacidad en 10.36 unidades.

Discusión

Se han presentado los resultados de un estudio multicéntrico sobre una muestra de personas con TMG ($n=803$), clínicamente estables, atendidos durante el último año en servicios de psiquiatría de tres países de Sudamérica (Chile, Colombia y Ecuador). Se trata del único estudio conocido en Sudamérica que incluye a usuarios de tres países y genera evidencia empírica mediante el empleo de WHODAS 2.0 en el ámbito de la psiquiatría y la salud mental, y que contribuye al propósito de la CIF, centrado en comparar regiones y condiciones de salud (11,26).

La presente investigación aporta a comprender la discapacidad como una variable multidimensional que puede ser predicha a partir de la importancia relativa de las variables incluidas en el modelo final. Su abordaje involucra el mejoramiento de la autonomía, la independencia y la calidad de vida de las personas con TMG que asisten regularmente a los servicios sanitarios (11,38,39).

Perfil sociodemográfico, clínico y psicosocial de la muestra de personas con trastornos mentales graves

En la muestra global predominó la participación de mujeres (59.9%), y más de la mitad de ellas (55.3%) presentó discapacidad moderada o severa, lo cual es consistente con la literatura que reporta que, dependiendo del diagnóstico, la discapacidad es más frecuente entre mujeres (5,40). En Chile, según el Servicio Nacional de Discapacidad, las problemáticas asociadas con la presencia de trastornos mentales, como la depresión, son mayores en las mujeres cuando el diagnóstico se realiza a temprana edad (7,41). En México, un estudio realizado por Hernández-Orduña et al., que incluyó a personas con trastornos afectivos y trastornos psicóticos, identificó una relación entre ser mujer y tener discapacidad en presencia de síntomas psicóticos (14). En contraste con lo anterior, en el caso de personas con diagnóstico de esquizofrenia, se ha reportado una fuerte asociación entre ser hombre y la presencia de discapacidad (40,42). Investigaciones realizadas en Perú y Argentina, que evaluaron nivel de funcionamiento y discapacidad, indicaron que los hombres representan el 56% y el 57% de los casos con mayor severidad, respectivamente (43,44). Según los resultados de la presente investigación, hay menor frecuencia de discapacidad moderada entre los hombres (37.0%); sin embargo, se puede concluir que las diferencias en la discapacidad según el sexo aún son controversiales y podrían ser explicadas en función del diagnóstico clínico y las características del perfil de usuario de los servicios sanitarios (5,45).

En el contexto global, existe una preocupación por la prevalencia de TMG en población adulta joven e intermedia. De acuerdo con el estudio de carga global de enfermedad, los TMG presentan una concentración en población económicamente activa con edades comprendidas entre 20 y 54 años (2,3,18). En el presente estudio, el promedio de edad para el total de la muestra fue 42.3 años, sin diferencias entre países: Chile (42.6 años), Colombia (43.4 años) y Ecuador (41.1 años). Los resultados son comparables con estudios realizados por Gómez et al., en Argentina; Robles-García, en México, y Gutiérrez-Maldonado, en Chile (15,16,44).

En el estudio se consideraron variables como la educación y la ocupación actual, que guardan relación con la edad. En la muestra predomina la educación media, con un promedio de 11.3 años aprobados. En el caso de Chile, el promedio de escolaridad fue mayor (12.7 años); mientras que en Colombia y Ecuador la escolaridad media alcanzó a 10.9 años y 10.6 años, respectivamente. Esta variable ha sido destacada por investigaciones en la región como un factor que promueve la interacción social y el mantenimiento de hábitos y rutinas (46). Sin embargo, de acuerdo con Neves-Silva y Álvarez-Martín, en países como Ecuador y Colombia, la población con discapacidad alcanza principalmente estudios de básica primaria y, en el caso de personas con TMG, se ha documentado que estas condiciones generan un impacto en la educación formal y reducen las oportunidades para acceder a educación superior, lo

que limita, a su vez, la probabilidad de acceder y mantener un rol productivo remunerado (4,40,41,47,48).

Con respecto a la situación ocupacional, Szkulciecka-Debek et al. y Edlund et al. encontraron que las opciones de empleo y mantenimiento de este son reducidas en personas con TMG (40,42). En el contexto suramericano, el estigma manifestado a partir de barreras actitudinales limita el acceso a un trabajo digno, lo que implica tener ingresos reducidos o depender económicamente de sus familias (4,7,18,42,46,48). En el presente estudio, el panorama no difiere demasiado de investigaciones previas, pues se evidenció que el 39.9% era asalariado o trabajador independiente (remunerado o no remunerado), el 8.0% se encontraba con licencia laboral temporal por razones médicas y el 7.3% era estudiante. Por ello, menos de la mitad de los participantes realizaba alguna actividad productiva y una cuarta parte de ellos estaban desempleados o cesantes, situación que incide sobre la calidad de vida y genera condiciones de dependencia económica e insatisfacción de necesidades básicas (48).

Si bien los resultados del presente estudio identifican que cerca de la mitad de los participantes contaba con algún ingreso, cerca de un tercio de estos también requería la ayuda de la familia. Al respecto, los estudios realizados por Gutiérrez-Maldonado et al. y Fuentes identificaron como una de las principales problemáticas en esta población la relacionada con la suficiencia económica y la generación de ingresos (16,49). En esta misma perspectiva, Caqueo-Urizar et al. encontraron que la presencia de un TMG impacta negativamente la dinámica familiar y se fundamenta en la capacidad limitada de la persona con el trastorno para ajustarse a las demandas laborales (50).

Con relación al estado civil, el 46.9% de las personas evaluadas eran solteras, característica que se mantiene tanto en la muestra de Chile (57.9%) como en la de Ecuador (46.8%). En Colombia, el 37.7% eran solteros, con predominio de personas casadas o convivientes (46.5%). Tradicionalmente, el estado civil ha sido considerado un factor de riesgo para la ocurrencia de trastorno mental (51); sin embargo, autores como Cornelius et al. y Ruiz et al. señalan que el estado civil corresponde a un factor personal que incide en la ocurrencia de discapacidad en personas con TMG lo que, desde la perspectiva de la CIF, obedecería al factor restricciones en la participación, puesto que tendría un rol relevante en la calidad de las relaciones de pareja (52,53). Este supuesto implica que las personas con TMG que presentan algún grado de discapacidad pueden presentar cambios en sus comportamientos afectivos con la pareja, como distanciamiento, problemas de comunicación, dificultades para mantener relaciones sexuales satisfactorias e, incluso, el cuidado de los hijos (42,53).

Al analizar los resultados de prevalencia de discapacidad según el país de origen de los usuarios, se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre las muestras de Colombia y Chile, donde era más alta en la primera de estas. Probablemente, estas obedecen al tipo de muestreo empleado, puesto que la muestra de Colombia se obtuvo a partir de una técnica probabilística. Sin embargo, una explicación alternativa podría fundamentarse en

los antecedentes de reforma de los sistemas sanitarios, que en Chile se remontan a la década de 1990 y se caracteriza por tener una orientación comunitaria apoyada en la estrategia atención primaria en salud; mientras que en Colombia han sido propuestos en los últimos cinco años (54-56). De acuerdo con la Encuesta Nacional de Salud Mental de Colombia del 2015, la población con TMG se caracteriza por presentar necesidades en educación, trabajo e inclusión social, condiciones que guardan relación directa con la presencia de discapacidad y que requieren estrategias de intervención mediante políticas sociales, orientadas a la reducción de barreras físicas y actitudinales (6,39).

En el perfil clínico, la presencia de síntomas depresivos, síntomas psicóticos y síntomas hipomaniacos/maniacos aportan mayor capacidad explicativa al modelo multivariado de carga global de discapacidad. Estos hallazgos son comparables con los resultados descritos por Edlund et al., quienes —a partir del análisis multivariado ajustando por variables socio-demográficas— informan que la presencia de síntomas depresivos, psicóticos y maniacos fueron los principales predictores para determinar la ocurrencia de discapacidad asociada con trastornos mentales, lo que podría deberse al impacto del desajuste emocional y las alteraciones en la percepción de la realidad de la persona con TMG, condiciones que limitan el desempeño cotidiano en actividades de la vida diaria, actividades productivas y en la interacción social (40,42,57).

Con relación a la presencia de síntomas depresivos, Hudson et al., mediante un meta-análisis, identificaron el impacto de estos sobre el funcionamiento físico, desde la dimensión actividad, y sobre el funcionamiento social, al incorporar la dimensión participación en sociedad (58). En el contexto latinoamericano, Salvo resalta el impacto del trastorno depresivo mayor en el funcionamiento, especialmente en presencia de síntomas residuales, disforia y comorbilidad con otros trastornos mentales o con condiciones físicas (59). En este sentido, los síntomas depresivos inciden de manera negativa en la capacidad de disfrute y repercuten en el mantenimiento de hábitos y rutinas, estos últimos necesarios para el desempeño de actividades con propósito en escenarios familiares y comunitarios (58-60).

La presencia de síntomas psicóticos se ha asociado con la repercusión que tiene en el funcionamiento, situación que involucra la probabilidad de tener limitaciones en el establecimiento de relaciones sociales, el desempeño de roles y, particularmente, alteraciones en las funciones cognitivas (21,40). Al considerar lo anterior, para el presente estudio se realizó un tamizaje del funcionamiento cognitivo, el que fue empleado como criterio de exclusión; de esta manera se controló el efecto confusor de esta variable. Así, se encontró que las personas con un episodio psicótico actual tienen mayor discapacidad al ser evaluadas con WHODAS 2.0, resultados que se pueden contrastar con el estudio mexicano de Hernández-Orduña et al., en el que los autores establecieron una relación entre la severidad del síntoma psicótico y el grado de discapacidad, considerando la pérdida del deseo por actividades que involucren

el establecimiento de relaciones interpersonales, condición que requiere competencias cognitivas para obtener resultados con mayor fiabilidad (14).

Entre las variables psicosociales, se determinó que la práctica religiosa incide en la reducción de la presencia de discapacidad de la muestra analizada. Según Rodríguez del Real, existe evidencia sobre los beneficios de la espiritualidad y la participación en grupos religiosos desde una perspectiva comunitaria (61). En el caso de las personas con depresión, se ha documentado el efecto benéfico sobre síntomas como la pérdida de interés, la baja autoestima, la pérdida de esperanza e, incluso, alteraciones cognitivas (61). En el caso de personas con esquizofrenia, se han documentado efectos favorables para la reconstrucción del *self* y la generación de sentimientos de esperanza (61).

Los resultados del presente estudio son consistentes con uno llevado a cabo en Colombia, en el 2013, en el que se evaluó la presencia de discapacidad en personas con intento de suicidio con antecedentes de trastornos mentales, incluidos el trastorno depresivo mayor, el trastorno afectivo bipolar y la esquizofrenia. En este, se concluyó que la práctica religiosa, en términos de participación social, era un recurso disponible que promovía procesos de interacción e intercambio social (22). Si bien no se han descrito en profundidad los mecanismos mediante los cuales la práctica religiosa influye en el mejoramiento de la sintomatología de los trastornos mentales, los resultados de la presente investigación pueden orientar la hipótesis de cómo la práctica religiosa y la espiritualidad generan cambios psicológicos en personas con TMG, a partir la generación y mantenimiento de redes de apoyo (61).

Tener un cuidador es un indicador de discapacidad en personas con TMG, por lo que implica altos grados de dependencia. En el presente estudio se identificó mayor discapacidad en las personas que manifestaron tener el apoyo de otra persona, generalmente uno de los padres o la pareja. Este resultado es consistente con Szkultecka-Dębek et al. y Caqueo-Urizar et al., quienes señalan que trastornos como la esquizofrenia tienen un impacto directo en la calidad de vida de quien presenta el diagnóstico y de sus cuidadores (42,50).

En un estudio colombiano sobre la carga del cuidador en personas con TMG y su relación con la carga de discapacidad, Salazar-Torres et al. señalan que aquellos cuidadores que informaron mayor carga eran personas que tenían un familiar con mayor grado de discapacidad (17). Esto sucede por la necesidad de un acompañamiento directo ante la desestructuración de hábitos y roles socialmente esperados, situación que demanda una intervención permanente de redes de apoyo que potencien el ajuste ante las demandas de la vida cotidiana (16,17,50).

Aporte de variables sociodemográficas, clínicas y psicosociales a un modelo multidimensional de discapacidad en personas con trastornos mentales graves

De acuerdo con los criterios de la CIF, la discapacidad no corresponde a un fenómeno lineal que guarda una relación directa con el diagnóstico médico, en este caso los TMG. A partir del análisis de importancia de este estudio, se identificaron diferentes ponderaciones de cada una de las variables independientes, y se encontró que la presencia de síntomas actuales es la variable con los mayores promedios de capacidad explicativa en el modelo multivariado. Al respecto, Suárez-Escudero sostiene que cinco de cada diez causas de discapacidad corresponden a trastornos mentales como la depresión y la esquizofrenia, y sugiere que, aunque existe un peso específico de las deficiencias, es necesario continuar generando evidencia relacionada con la complejidad en la interacción de la persona, desde una perspectiva de las estructuras corporales y su fisiología, y el contexto físico y social (62).

El modelo obtenido para la muestra total incluyó variables sociodemográficas, como el país de origen y la escolaridad, variables clínicas asociadas a la presencia de síntomas actuales del trastorno y variables psicosociales, como la práctica religiosa y la presencia de un cuidador. Esta estructura permitirá adelantar análisis complementarios, de carácter comparativo, entre las tres muestras para dar continuidad a la línea de investigación.

Se excluyeron variables como el tipo de tratamiento farmacológico empleado y la participación en programas de apoyo, las que se asocian con el tipo de políticas sociales locales y, desde la perspectiva de la CIF, corresponden a factores contextuales (52,57,63).

En conclusión, respecto a las personas con TMG en contacto con los servicios sanitarios, se corroboró que existe alta prevalencia de discapacidad, aun cuando los síntomas hayan remitido. Lo anterior es comparable con los resultados de los estudios de carga global de enfermedad, donde se ha estimado que los trastornos mentales, como la depresión mayor, el trastorno afectivo bipolar y la esquizofrenia, se caracterizan por el alto aporte en términos de discapacidad, lo que implica que esta variable involucra un efecto residual, aunque se cuente con intervenciones interdisciplinarias (3,40).

Limitaciones y proyecciones futuras

Este estudio incorpora un método analítico, de carácter observacional; pero presenta limitaciones con relación al establecimiento de relaciones causales, por lo que sus resultados deben interpretarse de acuerdo con su alcance metodológico.

La muestra en los tres países corresponde a población consultante, y es pertinente tener en cuenta este antecedente, puesto los resultados no son comparables con la población con TMG de la comunidad en general.

Al tratarse de una herramienta basada en la experiencia subjetiva de las personas con TMG, es probable que exista un sesgo de información respecto del actual perfil de discapaci-

dad. Dado que el coeficiente de determinación (R^2) del estudio puede ser considerado bajo, en el contexto de la investigación en el ámbito de la salud mental y la psiquiatría denota un buen ajuste a partir de los criterios estadísticos. Sin embargo, la observación y la inclusión de población no consultante u otro grupo control podrían ser alternativas para mejorar la capacidad predictiva del modelo explicativo de perfiles de discapacidad.

Finalmente, aunque el WHODAS 2.0 indaga por el efecto de barreras físicas y actitudinales en el dominio de participación social, se requieren estudios complementarios para aproximarse a los factores contextuales y personales que impactan el funcionamiento de estas personas con TMG, con la incorporación de instrumentos complementarios o diseños de estudio basados en enfoques cualitativos.

Contribución de los autores

Todos los autores contribuyeron en las diferentes fases del artículo.

Conflicto de intereses

Ninguno declarado.

Financiación

En Chile y Ecuador: recursos de la Comisión Nacional de Ciencia y Tecnología de Chile (Conicyt, 2017), por medio de la beca de Doctorado Nacional 21170614.

En Ecuador: recursos de la Línea de Proyectos en Red de los doctorados en Salud Mental y Psicología de la Universidad de Concepción (Chile) y recursos técnicos de la Facultad de Ciencias Psicológicas de la Universidad Central del Ecuador.

En Colombia: recursos de los programas de Terapia Ocupacional de Universidad del Valle y la Maestría en Epidemiología de la Universidad Libre.

Referencias

1. Gómez-Dantés H, Castro M, Franco-Marina F, Bedregal P, Rodríguez-García J, Espinoza A, et al. La carga de la enfermedad en países de América Latina. *Salud Pública Mex.* 2011;53(supl 2):S72-7.
2. Whiteford H, Degenhardt L, Rehm J, Baxter A, Ferrari A, Erskine H, et al. Global burden of disease attributable to mental and substance use disorders: findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *The Lancet.* 2013;382(9904):1575-86. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61611-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61611-6)
3. Vos T, Alemu A, Abbafati C, Abbas K, Hassen-Abate K, Abd-Allah F, et al. Global, regional, and national incidence, prevalence, and years lived with disability for 328 diseases and injuries for 195 countries, 1990-2016: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2016. *Lancet.* 2017;390:1211-59. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(17\)32154-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(17)32154-2)
4. Tejada-Morales P. Situación actual de los trastornos mentales en Colombia y en el mundo: prevalencia, consecuencias y necesidades de intervención. *Rev Salud Bosque.* 2016;6(2):29-40. <https://doi.org/10.18270/rsb.v6i2>
5. Gobierno de Chile, Ministerio de Salud. Plan Nacional de Salud Mental 2017-2025 [internet]. Santiago de Chile; 2017. Disponible en: <https://www.minsal.cl/wp-content/uploads/2017/12/PDF-PLAN-NACIONAL-SALUD-MENTAL-2017-A-2025.-7-dic-2017.pdf>
6. Ministerio de Salud y de la Protección Social de Colombia. Encuesta Nacional de Salud Mental [internet]. Bogotá; 2015. Disponible en: https://www.javerianacali.edu.co/sites/ujc/files/node/field-documents/field_document_file/saludmental_final_tomoi_color.pdf
7. Servicio Nacional de Discapacidad (Senadis). Discapacidad y salud mental: una visión desde Senadis. Santiago: Ministerio de Desarrollo Social; 2016.
8. Organización Panamericana de la Salud, Ministerio de Salud del Ecuador. Informe sobre el sistema de salud mental en Ecuador. Ecuador; 2008.
9. Slade M, Powell R, Strathdee G. Current approaches to identifying the severely mentally ill. *Soc Psychiatry Psychiat Epidemiol.* 1997;32(4):177-84.
10. Vásquez-Barquero J. The incorporation of the disability construct as an independent axis in the DSM-V and ICD-11 diagnostic systems. *World Psychiatry.* 2009;8(2):92-4.
11. Gold L. DSM-5 and the assessment of functioning: the World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0 (WHODAS 2.0). *J Am Acad Psychiatry Law.* 2014;42(2):173-81.
12. Organización Mundial de la Salud. Clasificación Internacional del Funcionamiento, de la Discapacidad y de la Salud (CIF). Madrid; 2001.
13. Álvarez A. The application of the International Classification of Functioning, Disability, and Health in Psychiatry: possible reasons for the lack of implementation. *Am J Phys Med Rehabil.* 2012;91(13 Suppl 1):S69-73. <https://doi.org/10.1097/PHM.0b013e31823d4f1c>
14. Hernández-Orduña O, Robles-García R, Martínez-López N, Muñoz-Toledo C, González Salas A, Cabello M, et al. WHO-DAS and the evaluation of disability among people with mental disorders with and without psychotic symptoms. *Salud Ment.* 2017;40(5):209-18. <https://doi.org/10.17711/sm.0185-3325.2017.027>

15. Robles-García R, Medina-Dávalos R, Páez-Agraz F, Becerra-Rodríguez B. Evaluación de la funcionalidad, discapacidad y salud para la rehabilitación psicosocial de pacientes asilados por trastornos mentales graves. *Salud Mental*. 2010;33:67-75.
16. Gutiérrez-Maldonado J, Caqueo-Úrizar A, Ferrer-García M, Fernández-Dávila P. Influencia de la percepción de apoyo y del funcionamiento social en la calidad de vida de pacientes con esquizofrenia y sus cuidadores. *Psicothema*. 2012;24(2):255-62.
17. Salazar-Torres L, Castro-Alzate E, Dávila-Vásquez P. Carga del cuidador en familias de personas con enfermedad mental vinculadas al programa de hospital de día de una institución de tercer nivel en Cali (Colombia). *Rev Colomb Psiquiatr*. 2019;48(2):88-95. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2017.08.002>
18. Vigo D, Thornicroft G, Atun R. Estimating the true global burden of mental illness. *Lancet*. 2016;3(2):171-8. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(15\)00505-2](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(15)00505-2)
19. Martínez-Taboas A, Medina-Sustache E, González-Díaz D, Prats-Aparicio A, Garrahan-Viejo A, De Jesús-García J, et al. El WHODAS 2.0 en Puerto Rico: psicometría y su relación con la Escala de Evaluación de Actividad Global con pacientes psiquiátricos. *Salud Soc*. 2017;8(1):82 -93. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2017.0001.00006>
20. Paniagua G. Validación del cuestionario para la evaluación de la discapacidad de la Organización Mundial de la Salud en población Clínica del área metropolitana de San Salvador y Santa Ana. *CREA Cienc*. 2017;11(1-2):53-9. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2017.0001.00006>
21. Moro M, Frades B, Salazar J, Pena J, Asuero M. Aplicación de la Clasificación Internacional del Funcionamiento, de la Discapacidad y la Salud (CIF) de la OMS para la evaluación de la discapacidad en pacientes con trastorno mental grave. *Norte Salud Mental*. 2011;9(41):59-72.
22. Castro-Alzate E, Castillo-Martínez A. Factores relacionados con la carga de discapacidad en personas con intento de suicidio, atendidas en la red pública de servicios de salud de Santiago de Cali. *Rev Colomb Psiquiatr*. 2013;42(1):29-50. [https://doi.org/10.1016/S0034-7450\(14\)60085-8](https://doi.org/10.1016/S0034-7450(14)60085-8)
23. Talavera J. Investigación clínica I: diseños de investigación. *Rev Med Inst Mex Seguro Soc*. 2011;49(1):53-8.
24. Pichot P, Valdés M. *DSM IV-TR manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales*, American Psychiatric Association. Barcelona: Masson; 2000 .
25. Westland J. Lower bounds on sample size in structural equation modeling. *Electron Commer Res Appl*. 2010;9:476-87. <https://doi.org/10.1016/j.elerap.2010.07.003>
26. World Health Organization. *Measuring health and disability: manual for WHO Disability Assessment Schedule WHODAS 2.0*. Malta; 2010.
27. Vásquez-Barquero J, Herrera S, Gaité L. Cuestionario para la evaluación de la discapacidad de la Organización Mundial de la Salud. Versión española del World Health Organization Disability Assessment Schedule II: WHO-DAS II. Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Subdirección General de Información Administrativa y Publicaciones; 2006.
28. Sheehan D, Lecrubier Y, Harnett-Sheehan K, Amorim P, Janavs J, Weiller E, et al. The Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI): the development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview. *J Clin Psychiatry*. 1998;59(20):22-33.

29. Galli E, Feijóo L, Roig I, Romero S. Aplicación del “MINI” como orientación diagnóstica psiquiátrica en estudiantes de medicina de la Universidad Peruana Cayetano Heredia: informe preliminar epidemiológico. *Rev Med Hered.* 2002;13:19-25.
30. Amorim P. Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI): validação de entrevista breve para diagnóstico de transtornos mentais. *Rev Bras Psiquiatr.* 2000;22(3):106-15. <https://doi.org/10.1590/S1516-4462000000300003>
31. Fritsch R, Araya R, Solís J, Montt E, Pilowsky D, Rojas G. Un ensayo clínico aleatorizado de farmacoterapia con monitorización telefónica para mejorar el tratamiento de la depresión en la atención primaria en Santiago, Chile. *Rev Méd Chile.* 2007;135:587-95. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872007000500006>
32. Rojas G, Fritsch R, Guajardo V, Rojas F, Barrilhet S, Jadresic E. Caracterización de madres deprimidas en el posparto. *Rev Med Chile.* 2010;138:536-42. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872010000500002>
33. Rosselli D, Ardila A, Pradilla G, Morillo L, Batista L, Rey O. El examen mental abreviado (Mini-Mental State Examination) como prueba de selección para el diagnóstico de demencia: estudio poblacional colombiano. *Rev Neurol.* 2000;30:428-32. <https://doi.org/10.33588/rn.3005.99125>
34. Quiroga P, Albala C, Klaasen G. Validación de un test de tamizaje para el diagnóstico de demencia asociada a edad en Chile. *Rev Méd Chile.* 2004;132:467-78. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872004000400009>
35. González-Hernández J, Aguilar L, Oporto S, Araneda L, Vásquez M, Von Bernhardt R. Normalización del “Mini-Mental State Examination” según edad y educación, para la población de Santiago de Chile. *Rev Memoriza.* 2009;3:23-34.
36. Kursu M, Rudnicki W. Feature selection with the Boruta Package. *J Stat Softw.* 2010;11(36):1-13. <https://doi.org/10.18637/jss.v036.i11>
37. Breiman L. Random forests. *Mach Learn.* 2001;45:5-32.
38. Pérez M, Chhabra G. Modelos teóricos de discapacidad: un seguimiento del desarrollo histórico del concepto de discapacidad en las últimas cinco décadas. *REDIS.* 2019;7(1):7-27.
39. Hopfe M, Proding B, J B, Stucki G. Optimizing health system response to patient’s needs: an argument for the importance of functioning information, disability and rehabilitation. *Disabil Rehabil.* 2017;40(19):2325-30. <https://doi.org/10.1080/09638288.2017.1334234>
40. Edlund M, Wang J, Brown K, Forman-Hoffman V, Calvin S, Hedden S, et al. Which mental disorders are associated with the greatest impairment in functioning? *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 2018;53(11):1265-76. <https://doi.org/10.1007/s00127-018-1554-6>
41. Neves-Silva P, Álvarez-Marín S. Estudio descriptivo de las características sociodemográficas de la discapacidad en América Latina. *Ciênc Saúde Colet.* 2014;19(12):4889-98. <https://doi.org/10.1590/1413-812320141912.17142013>
42. Szkultecka-Dębek M, Miernik K, Stelmachowski J, Jakovljević M, Jukić V, Adamsoo K, et al. Schizophrenia causes significant burden to patients’ and caregivers’ lives. *Psychiatr Danub* 2016;28(2):104-10.

43. Osorio-Martínez M. Esquizofrenia y funcionamiento: medición con la escala breve de evaluación del funcionamiento y correlación con los años de enfermedad. *An Fac Med*. 2017;78(1):17-22. <https://doi.org/10.15381/anales.v78i1.13016>
44. Gómez P, Enders J, Alvarado r, Cometto MC, Fernández AR. Evaluación del funcionamiento psicosocial de los pacientes con trastornos mental. *Rev Fac Cien Med Univ Nac Córdoba*. 2015;72(4):243-9. <https://doi.org/doi.org/10.31053/1853.0605.v72.n4.13831>
45. Vicente B, Saldivia S, Pihán R. prevalencias y brechas hoy; salud mental mañana. *Acta Bioet*. 2016;22(1):51-61. <https://doi.org/dx.doi.org/10.4067/S1726-569X2016000100006>
46. Camargo-Rojas D, Castro-Alzate E, Marchena-Garzón D, Velasco-Salcedo D, Serrano Salazar A, Santos-Santos A, et al. Prueba piloto para la elaboración del perfil epidemiológico de discapacidad en el municipio de Madrid (Cundinamarca). *Rev Cienc Salud*. 2014;14(2):229-42. <https://doi.org/10.12804/revsalud12.2.2014.07>
47. Wiersma D. Needs of people with severe mental illness. *Acta Pschiatr Scand*. 2006;113(Supl 429):115-9. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.2005.00728.x>
48. Zúñiga A, Navarro J, Lago P, Olivas F, Muray E, Crespo M. Evaluación de necesidades en pacientes psiquiátricos graves: un estudio comunitario. *Actas Esp Psiquiatr*. 2013;41(2):115-21.
49. Fuentes D. La “nueva” discapacidad mental. *REDIS*. 2016;4(1):249-55. <https://doi.org/10.5569/2340-5104.04.01.15>
50. Caqueo-Urizar A, Rus-Calafell M, Craig T, Irarrazaval M, Urzúa A, Boyer l, et al. Schizophrenia: Impact on Family Dynamics. *Curr Psychiatry Rep*. 2017;19:2-8. <https://doi.org/10.1007/s11920-017-0756-z>
51. Mojtabai R, Stuart E, Hwang I, Eaton W, Sampson N, Kessler R. Long-term effects of mental disorders on marital outcomes in the National Comorbidity Survey Ten-Year Follow-up. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2017;52(10):1217-26. <https://doi.org/10.1007/s00127-017-1373-1>
52. Cornelius L, van del Klink J, Groothoff J, Brouwer S. Prognostic factors of long term disability due to mental disorders: a systematic review. *J Occup Rehabil*. 2011;21:259-74. <https://doi.org/10.1007/s10926-010-9261-5>
53. Ruiz M, Montes J, Correias-Lauffer J, Álvarez C, Mauriño J, de Dios-Perrino C. Opiniones y creencias sobre las enfermedades mentales graves (esquizofrenia y trastorno bipolar) en la sociedad española. *Rev Psiquiatr Salud Ment (Barc)*. 2012;5(2):98-106. <https://doi.org/10.1016/j.rpsm.2012.01.002>
54. Minolleti A, Sepúlveda R, Horvitz-Lennon M. Twenty years of mental health policies in Chile. *Int J Mental Health*. 2012;41(1):21-37. <https://doi.org/10.2753/IMH0020-7411410102>
55. Ministerio de Salud y Protección Social. Resolución 1481 de 2013, por medio de la cual se adopta el Plan Decenal de Salud Pública 2012-2021. Bogotá D. C.; 2013.
56. Ministerio de Salud y de la Protección Social. Resolución 8446 de 2018, por la cual se adopta la Política Nacional de Salud Mental. Bogotá D. C.; 2018.
57. Guilera G, Gómez-Benito J, Pino O, Rojo E, Vieta E, Cuesta M, et al. Disability in bipolar I disorder: the 36-item World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0. *J Affect Disord*. 2015;174:353-60. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.12.028>

58. Hudson J, Bower P, Archer J, P C. Does collaborative care improve social functioning in adults with depression?: the application of the WHO ICF framework and meta-analysis of outcomes. *J Affect Disord.* 2015;189:379-91. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.09.034>
59. Salvo L. Magnitud, impacto y estrategias de enfrentamiento de la depresión, con referencia a Chile. *Rev Med Chile.* 2014;142:1157-64. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872014000900010>
60. Tenorio-Martínez R, Lara-Muñoz M, Medina-Mora M. Measurement of problems in activities and participation in patients with anxiety, depression and schizophrenia using the icf checklist. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 2009;44(5):377-84. <https://doi.org/10.1007/s00127-008-0449-3>
61. Rodríguez del Real N. Impacto de la espiritualidad en salud mental. Una propuesta de estrategia de atención comunitaria en colaboración con grupos religiosos locales. *Rev gpu.* 2011;7(2):205-13.
62. Suárez-Escudero J. Discapacidad y neurociencias: la magnitud del déficit neurológico y neuropsiquiátrico. *Acta Neurol Colomb.* 2014;30(4):290-9.
63. Ávila C, Cabello M, Cieza A, Vieta E, Ayuso-Mateos J. Functioning and disability in bipolar disorders: a systematic review of literature using the ICF as a reference. *Bipolar Disorders.* 2010;12(5):473-82. <https://doi.org/10.1111/j.1399-5618.2010.00833.x>