Recibido / Recebido: 13.04.2025 - Aceptado / Aceite: 04.02.2026 https://doi.org/10.21865/RIDEP80.2.08

Análisis de Invarianza de las Versiones 24 y 18 Ítems de la Escala de Evaluación de la Recuperación (Recovery Assessment Scale, RAS) en Pacientes Diagnosticados con Esquizofrenia

Analysis of the Invariance of the 24- and 18-Item Versions of the Recovery Assessment Scale (RAS) in Patients Diagnosed with Schizophrenia

Alejandra Caqueo-Urízar[1], J. Francisco Santibáñez-Palma[2], Felipe Ponce-Correa[3], Dominique Lemus-Bugueño[4] y Alfonso Urzúa[5]

Resumen

Antecedentes: La recuperación es un constructo clave en la atención de la Esquizofrenia. Este estudio analizó las propiedades psicométricas y la validez estructural, concurrente e invarianza de la Escala de Evaluación de la Recuperación (RAS) en sus versiones de 24 y 18 ítems en 175 pacientes chilenos. Se administraron las escalas RAS, ISMI-29 y SQoL-18; se realizaron análisis factoriales confirmatorios, pruebas de invarianza (sexo, etnia), confiabilidad interna y correlaciones de Spearman. Resultados: La RAS-24 exhibió ajuste marginalmente aceptable; la RAS-18 mostró mejor ajuste (CFI=.955, TLI=.944, RMSEA=.052). Ambas versiones presentaron alta confiabilidad (α, ω>.90) e invarianza escalar. Correlaciones moderadas con calidad de vida y autoestigma respaldaron su validez concurrente. Conclusiones: La RAS-18 chilena exhibe óptimas propiedades psicométricas e invarianza, recomendándose su uso para evaluar la recuperación subjetiva en Esquizofrenia.

Palabras clave: esquizofrenia, RAS-18, RAS-24, propiedades psicométricas, invariancia

Abstract

Background: Recovery is a key construct in the clinical care of individuals with schizophrenia. This study analyzed the psychometric properties, structural validity, concurrent validity, and measurement invariance of the 24- and 18-item versions of the Recovery Assessment Scale (RAS) in 175 Chilean patients. Participants completed the RAS, ISMI-29, and SQoL-18 scales. We performed confirmatory factor analyses, invariance tests (by sex and ethnicity), internal reliability, and Spearman correlations. Results: The 24-item RAS yielded marginally acceptable fit, while the 18-item version showed better fit (CFI=.955, TLI=.944, RMSEA=.052). Both versions demonstrated high overall reliability (α, ω>.90) and scalar invariance. Moderate correlations with quality of life and self-stigma supported concurrent validity. Conclusions: The 18-item Chilean RAS version exhibits optimal psychometric properties and invariance, making it a reliable, valid measure of subjective recovery in patients with schizophrenia.

Keywords: schizophrenia, RAS-18, RAS-24, psychometric properties, measurement invariance

Agradecimientos: Este estudio fue financiado por la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo ANID a través del Proyecto FONDECYT 1250404 y por el Centro de Estudios Interculturales e Indígenas CIIR FONDAP 1523A0003.

[1]Doctora (Ph.D.) en Psicología, Investigadora Principal, Instituto de Alta Investigación, Universidad de Tarapacá. Arica, Chile. Calle Antofagasta 1520, Arica, Chile. E-mail: acaqueo@academicos.uta.cl ORCID: https://orcid.org/0000-0002-4614-8380
[2]Psicólogo, Asistente de Investigación, Instituto de Alta Investigación, Universidad de Tarapacá. Arica, Chile. Calle Antofagasta 1520, Arica, Chile. E-mail: francisco.palma.santy@gmail.com ORCID: https://orcid.org/0000-0002-9531-8964
[3]Doctor (Ph.D.) en Psicología, Docente e investigador, Escuela de Psicología y Filosofía, Universidad de Tarapacá, Arica, Chile. Calle 18 de Septiembre 2222, Campus Saucache, Arica. E-mail: fponcec@academicos.uta.cl ORCID: https://orcid.org/0000-0002-4768-5057
[4]Psicóloga, Asistente de Investigación, Universidad Santo Tomás, Arica, Chile. 18 de Septiembre #1191, Arica. E-mail: dominique.monse2000@gmail.com ORCID: https://orcid.org/0009-0009-2902-2741
[5]Doctor (Ph.D.) en Psicología, Profesor Titular / Investigador, Escuela de Psicología, Universidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile. Av. Angamos 0610, Antofagasta, Chile. E-mail: alurzua@ucn.cl ORCID: https://orcid.org/0000-0002-0882-2194

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online
This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/

Introducción

La Esquizofrenia es un trastorno mental que afecta la percepción de la realidad, el pensamiento y las emociones, lo que genera importantes desafíos tanto en su diagnóstico como en su tratamiento. Estos desafíos se amplifican cuando se considera la diversidad cultural, especialmente en comunidades indígenas como la Aymara, donde las creencias sociales, culturales y espirituales influyen de manera significativa en la comprensión de la salud mental y el trastorno (Caqueo-Urízar et al., 2016; Caqueo-Urízar et al., 2019).

El modelo de recuperación subjetiva, que enfatiza tanto los aspectos clínicos como los subjetivos de la recuperación, ha sido clave en la evaluación de la esquizofrenia. Este modelo sostiene que la recuperación no sólo depende de la remisión de los síntomas, sino también del bienestar psicológico, los mecanismos de afrontamiento y la percepción personal del paciente sobre su condición (Giusti et al., 2015; Macpherson et al., 2016; Rossi et al., 2018). En este marco, el RAS-24 ha emergido como una herramienta comúnmente utilizada para medir la recuperación subjetiva, evaluando dimensiones como la confianza personal y esperanza, disposición a pedir ayuda, orientación hacia metas, confianza en los otros y no dominación por los síntomas (Corrigan et al., 1999, 2004). Diversos estudios han demostrado la validez y fiabilidad de este instrumento en diferentes contextos culturales, incluyendo España, Noruega, Japón y Latinoamérica (Saavedra et al., 2021; Biringer & Tjoflåt, 2018; Chiba et al., 2010; Cavelti et al., 2017).

En Chile, Ponce-Correa et al. (2022) validaron la versión adaptada al español del RAS-24 en una muestra de 227 pacientes con Esquizofrenia, obteniendo buenos índices de ajuste y consistencia interna, lo que respalda su uso en la población chilena. Sin embargo, hasta el momento, las evidencias sobre la invarianza del instrumento son limitadas. Sólo un estudio ha abordado específicamente su invarianza longitudinal. En este estudio, Fukui y Salyers (2021) evaluaron la estabilidad de la estructura del RAS-24 a lo largo del tiempo en una muestra de pacientes de un centro de salud mental comunitario. Los resultados mostraron que la estructura de cinco factores del RAS-24 (confianza personal y esperanza, disposición a pedir ayuda, orientación hacia metas, confianza en los otros y sin dominancia de síntomas) se mantiene consistente a lo largo del tiempo, lo que confirma la invarianza configuracional y métrica del instrumento. No obstante, la subescala "sin dominancia de síntomas" presentó invarianza escalar parcial, sugiriendo que la interpretación de este dominio podría variar con el tiempo.

A pesar de estos avances, la falta de estudios sobre la invarianza métrica cultural del RAS-24 constituye una importante brecha en la investigación. La invarianza cultural es esencial para asegurar que un instrumento mida lo mismo en diferentes grupos culturales, etarios y de género. Si los ítems no son culturalmente apropiados, pueden generar respuestas sesgadas que dificulten la interpretación del proceso de recuperación (Steenkamp & Baumgartner, 1998). Investigaciones previas han abordado la invarianza cultural en instrumentos utilizados para evaluar variables relacionadas con la recuperación en trastornos mentales severos, como calidad de vida (Bagheri et al., 2022), autoestigma (Li et al., 2022), ansiedad y depresión (Quintana et al., 2024; Abello-Luque et al., 2017) y síntomas psicóticos (Pahwa et al., 2021). Estos estudios subrayan la necesidad de realizar una evaluación similar en el RAS-24 para garantizar que las puntuaciones sobre la recuperación sean interpretadas de manera coherente en diversas culturas, como la Aymara, y evitar que las diferencias observadas en las puntuaciones sean el resultado de interpretaciones culturales dispares.

En importante señalar que este concepto no debe abordarse únicamente desde una perspectiva estadística, sino también dentro de un marco teórico que respalde la necesidad de considerar las particularidades culturales en la interpretación de los instrumentos. Fischer et al. (2025) destacan que la invarianza métrica no debe analizarse aisladamente desde el punto de vista técnico, sino que debe estar sustentada por un entendimiento profundo de las diferencias culturales que pueden influir en la interpretación de los ítems. Este enfoque teórico es esencial cuando se trabaja con comunidades que poseen cosmovisiones y creencias profundamente diferentes, como las comunidades indígenas, ya que las diferencias

culturales no sólo afectan la forma en que se responde a los ítems, sino también la validez del instrumento. Comprender estas diferencias culturales es clave para interpretar correctamente los resultados obtenidos de los instrumentos psicométricos. En este sentido, no basta con evaluar simplemente si los ítems tienen la misma estructura en diferentes grupos; también es necesario comprender las razones culturales subyacentes que pueden influir en las respuestas (Fischer et al., 2025). Por lo tanto, la invarianza cultural no sólo tiene implicaciones estadísticas, sino que también impacta directamente en la interpretación teórica de los constructos evaluados.

Específicamente en el instrumento RAS-24, las creencias culturales y las diferencias de género dentro de las comunidades indígenas podrían influir en cómo los pacientes perciben y responden a las preguntas sobre la recuperación. En las comunidades indígenas, la salud mental y los trastornos como la Esquizofrenia son a menudo interpretados a través de una lente espiritual o mágico-religiosa. Esta perspectiva puede generar una reticencia hacia el tratamiento médico convencional y modificar la manera en que los pacientes interactúan con los servicios de salud mental (Caqueo-Urízar et al., 2022). Además, las mujeres Aymara en específico enfrentan una doble discriminación debido a las normativas tradicionales de género que las colocan en una posición de desventaja social y económica, lo que afecta su acceso a recursos y poder dentro de la comunidad (Caqueo et al., 2018; Caqueo et al., 2019; Díaz, 2017). Estas diferencias culturales y de género pueden influir en las respuestas al RAS-24, comprometiendo la comparabilidad de los resultados entre hombres y mujeres y entre los grupos indígena y no indígena.

A partir de los antecedentes anteriormente expuestos, el objetivo de este estudio es evaluar la invarianza métrica cultural del Recovery Assessment Scale (RAS-24) y su versión adaptada en Chile, RAS-18, en una población de pacientes con Esquizofrenia de la Región Norte de Chile, tomando en cuenta las variables de etnia (Aymara vs. no Aymara) y sexo (Hombre y Mujer). Este estudio busca determinar si la invarianza métrica de ambas versiones del RAS se mantiene entre los diferentes grupos, considerando que, si estas diferencias no se toman en cuenta, la comparabilidad de los resultados podría verse comprometida, afectando la validez del instrumento en contextos culturales específicos.

Métodos

Diseño y participantes

Se llevó a cabo un estudio con 175 pacientes diagnosticados con esquizofrenia según la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-10; WHO, 1992). Los participantes, con sintomatología estabilizada, fueron seleccionados por muestreo no probabilístico por disponibilidad en 90 dispositivos ambulatorios del Servicio Público de Salud Mental de Arica (Chile). La edad media fue de 41.1 años (*DE*=16.34). Del total, 102 (58.3%) eran hombres y 73 (41.7%) mujeres; además, 76 (43.7%) se autodeclararon parte de una etnia (Aymara, Quechua, Afrodescendiente, Mapuche, otra). El 19.5% (*n*=34) informó tener pareja; el 80.5% (n=140), no. Respecto a la ocupación, el 58.1% (*n*=100) eran pensionados por discapacidad y el 11.6% (*n*=20) estudiantes.

En promedio, la edad de inicio del trastorno psicótico fue 22.1 años (*DE*=9.4) y la edad de inicio del tratamiento fue 24.2 años (*DE*=9.6). Prácticamente todos los participantes (99.4%) recibían tratamiento farmacológico, mientras que un 24.6% reportó estar en psicoterapia y un 19% en terapia ocupacional. La Tabla 1 muestra las características sociodemográficas y clínicas más relevantes de la muestra.

Procedimiento

El protocolo recibió aprobación del Comité de Ética de la Universidad de Tarapacá y del Comité de Ética del Servicio de Salud de Arica, cumpliendo la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013). Cada participante firmó un consentimiento informado, asegurándose la voluntariedad y confidencialidad. Dos psicólogos clínicos, bajo supervisión, administraron los instrumentos en los centros de salud mental ambulatorios, posterior a la consulta médica, con una duración aproximada de 25-30 minutos. La recolección de datos se realizó de octubre de 2020 a junio de 2021.

Tabla 1. Estadística Descriptiva

Variables (n=175)	N(M)	%(DS)	Variables (n=175)	N(M)	%(DS)
Sexo			Educación		
Hombre	102	58.3	Sin educación	1	0.6
Mujer	73	41.7	Educación Básica	34	19.4
Etnia			Educación Media	123	70.3
Sin Etnia	98	56.3	Educación Superior	17	9.7
Con Etnia*	76	43.7	Edad Inicio del Trastorno	22.1	(9.4)
Pareja			Edad Inicio del Tratamiento	24.2	(9.6)
Sí	34	19.5	PANSS Puntaje total	41.1	(12.7)
No	140	80.5	Tratamiento farmacológico		
Hijos			Si	167	99.4
Sí	46	26.4	No	1	0.6
No	128	73.6	Psicoterapia		
Ocupación			Si	41	24.6
Dueño de Casa	13	7.6	No	126	75.4
Estudiante	20	11.6	Terapia Ocupacional		
Pensionado por Discapacidad	100	58.1	Si	32	19
Jubilado	1	0.6	No	136	81
Trabajador Independiente	12	7	Valoración de Recuperación		
Trabajador empleado	7	4.1	No veo ninguna mejora	26	14.9
Cesante	15	8.7	Mejoras pequeñas	25	14.4
Otra	4	2.3	Mejoras moderadas a altas	123	70.7

Nota. *m*=media; *DE*=Desviación estándar; *Con etnia**=Aymara, Mapuche, Afrodescendiente, Quechua y otro.

Instrumentos

Datoa clínicos y de tratamiento

Asimismo, se recolectó información relativa a la edad de aparición del trastorno, la edad de inicio del tratamiento, el tiempo de psicosis no tratada y los tipos de intervención recibidas en los últimos 12 meses (p. ej., tratamiento farmacológico, psicoterapia, terapia ocupacional).

La escala RAS-24 (Corrigan et al., 1999) fue diseñada para evaluar la percepción subjetiva de la recuperación personal en salud mental agrupados en cinco dimensiones: confianza personal y esperanza (*CPE*), disposición a solicitar ayuda (*DPA*), orientación hacia metas y logros (*OME*), confianza en los otros (*CO*) y no dominación de los síntomas (*NS*). Cada ítem se califica en una escala tipo Likert de cinco puntos (de "muy en desacuerdo" a "muy de acuerdo"). Se han propuesto diversas adaptaciones al español (Muñoz et al., 2011; Saavedra et al., 2021; Zalazar et al., 2017), recientemente en un proceso de adaptación para Chile (Ponce-Correa et al., 2022), se obtuvo una solución factorial que condujo a una versión de 18 ítems, la cual es empleada en el presente estudio junto con clásica versión de 24 ítems, con el propósito de comparar y afianzar la estructura factorial y la invarianza de la escala.

Escala del Síndrome Positivo y Negativo para la Esquizofrenia (PANSS**;** Kay et al., 1987) es un autoinforme de 30 ítems orientado a valorar la presencia y gravedad de síntomas psicóticos en personas diagnosticadas con esquizofrenia. Para este estudio, se consideraron cinco subescalas (Lancon et al., 1998): síntomas positivos (5 ítems), síntomas negativos (7 ítems), síntomas de excitación (5 ítems), síntomas de depresión (4 ítems) y síntomas cognitivos (3 ítems). Las respuestas se recogen en una escala Likert de siete categorías (1="Ausente" a 7="Extremo"). Para interpretar los puntajes se utilizan los puntos de corte propuestos por Leucht et al. (2005), que distinguen niveles de sintomatología desde leve hasta grave. Existe una adaptación al español validada por Fresán et al. (2005).

Cuestionario de calidad de vida para la Esquizofrenia (S-QoL18; Boyer et al., 2010) es un cuestionario autoadministrado que mide la percepción de la calidad de vida en personas con esquizofrenia. Cada uno de sus 18 ítems se puntúa en una escala Likert de cinco opciones, de 1 ("Mucho menos de lo que desearía") a 5 ("Mucho más de lo que desearía"), donde valores más altos representan un mayor nivel de calidad de vida. Este instrumento fue adaptado al español en un estudio transcultural con participación de Chile, Perú y Bolivia, presentando niveles adecuados de consistencia interna tanto en la escala global como en las subescalas (Caqueo-Urízar et al., 2014).

Escala de Autoestigma en Enfermedades Mentales (ISMI-29; Ritsher et al., 2003) evalúa el

estigma internalizado mediante cinco subescalas (alienación, aceptación de estereotipos, discriminación percibida, aislamiento social y resistencia al estigma), integradas por 29 ítems. Cada reactivo se responde en una escala de cuatro puntos (1="muy en desacuerdo" a 4="muy de acuerdo"), de modo que puntuaciones más elevadas indican mayor autoestigma. La versión original fue traducida al español por Bengochea-Seco et al. (2018) y validada con buenos indicadores psicométricos en muestras de pacientes con esquizofrenia de Chile, Perú y Bolivia (Caqueo-Urízar et al., 2019).

Análisis estadístico

El plan de análisis estadístico estuvo compuesto por cinco etapas: (1) manejo de datos faltantes, (2) evidencia de validez estructural, (3) evaluación de confiabilidad, (4) pruebas de invarianza de medición y (5) validez concurrente.

En primer lugar, para gestionar los datos faltantes se empleó el método de Máxima Verosimilitud con Información Completa (*FIML*). Este método estima los parámetros del modelo utilizando toda la información disponible, incorporando los valores faltantes mediante procedimientos iterativos, lo que permite incluir a todos los participantes en el análisis y proporcionar estimaciones imparciales bajo el supuesto de que los datos faltan de manera completamente aleatoria (*MCAR*). Los porcentajes de datos faltantes fueron mínimos (1.14 %) tanto en el RAS-24 (χ^2 *MCAR Little* (1988)=103.201, *gl*=92, *p*=.200) como en el RAS-18 (χ^2 *MCAR Little*=25.706, *gl*=34, *p*=.846).

En segundo lugar, para obtener evidencia de validez estructural se examinó la estructura factorial de las versiones RAS-24 y RAS-18 mediante análisis factorial confirmatorio (*AFC*), empleando el estimador robusto de máxima verosimilitud restringida (*MLR*) (Barrett et al., 2008). Se compararon modelos correlacionados de cinco y seis factores, considerando como criterios de ajuste aceptables valores superiores a .96 para el índice de ajuste comparativo (*CFI*) y el índice de Tucker-Lewis (*TLI*), y valores inferiores a .07 para el error cuadrático medio de aproximación (*RMSEA*), según las recomendaciones de Hair et al. (2019). Además, se analizaron los índices de modificación y posibles cargas cruzadas entre ítems de diferentes dimensiones.

En tercer lugar, se evaluó la confiabilidad interna de cada dimensión mediante el coeficiente alfa de Cronbach (α) y el omega jerárquico de McDonald (ω), estableciendo como valores aceptables aquellos superiores a .70 y adecuados los superiores a .80 (Goodboy & Martin, 2020; Cho & Kim, 2015; McNeish, 2018).

En cuarto lugar, se realizaron pruebas de invarianza para evaluar la estabilidad del instrumento entre sexo (e.i., hombres y mujeres) y etnia (sin etnia y perteneciente a alguna de estas etnias; Aymara, Quechua, Mapuche, Afrodescendiente otro), verificando que las puntuaciones tuvieran un significado equivalente y libre de sesgos entre ambos grupos (Leitgöb et al., 2023). Para ello, se siguió una secuencia progresiva de modelos más restrictivos: (1) invarianza configural como modelo base, sin restricciones, para confirmar que la estructura factorial permanecía constante; (2) invarianza métrica, imponiendo igualdad en las cargas factoriales; y (3) invarianza escalar, añadiendo restricciones a los interceptos. Se utilizaron criterios basados en incrementos del *RMSEA* (>.010) y disminuciones del *CFI* (>.005) para identificar posibles violaciones en los niveles de invariancia evaluados (Cheung & Rensvold, 2002; Chen, 2007; Dimitrov, 2010).

Finalmente, la validez concurrente del RAS se exploró mediante correlaciones entre sus puntuaciones y las obtenidas en la Escala de calidad de vida para la esquizofrenia (S-QoL18) y la Escala de Autoestigma en Enfermedades Mentales (ISMI-29).

Todos los análisis estadísticos se realizaron utilizando los programas IBM SPSS versión 27 (IBM Corp., 2020), JAMOVI versión 2.2.5 (The jamovi Project, 2021) y MPLUS versión 8 (Muthén & Muthén, 2017).

Resultados

Estudio 1: Escala RAS de 24 ítems

Los análisis descriptivos para la escala RAS-24 (Tabla 2) mostraron distribuciones con niveles aceptables de asimetría y curtosis en general, aunque algunos ítems presentaron valores elevados (p.ej., RAS01: asimetría=-1.59, curtosis=2.09; RAS37: asimetría=-1.42, curtosis=2.03), indicando desviaciones moderadas de la normalidad.

Tabla 2. Estadístico Descriptivo de los ítems RAS Versión 24 y 18

ítems	Rango	M	SD	Asimetría	SE	Curtosis	SE
RAS01	1–5	4.11	1.11	-1.59	.18	2.09	.37
RAS02	1–5	3.53	1.22	-.61	.18	-.43	.37
RAS03	1–5	3.73	1.3	-.91	.18	-.19	.37
RAS04	1–5	3.51	1.25	-.67	.18	-.38	.37
RAS05	1–5	3.77	1.24	-.87	.18	-.24	.37
RAS06	1–5	3.98	1.12	-1.05	.18	.42	.37
RAS11	1–5	3.23	1.32	-.14	.18	-1.16	.37
RAS14	1–5	3.56	1.17	-.49	.19	-.55	.37
RAS15	1–5	3.74	1.17	-.83	.18	-.13	.37
RAS16	1–5	3.87	1.07	-.91	.18	.44	.37
RAS20	1–5	3.65	1.29	-.69	.18	-.24	.37
RAS22	1–5	3.96	1.06	-1.20	.18	1.25	.37
RAS24	1–5	3.82	1.16	-.89	.18	-.01	.37
RAS25	1–5	2.95	1.39	-.05	.18	-1.19	.37
RAS27	1–5	3.38	1.28	-.37	.18	-.86	.37
RAS28	1–5	3.58	1.14	-.55	.18	-.31	.37
RAS29	1–5	3.53	1.20	-.56	.18	-.53	.37
RAS30	1–5	3.82	1.18	-.85	.18	-.07	.37
RAS31	1–5	3.83	1.23	-.93	.18	-.10	.37
RAS32	1–5	3.67	1.28	-.60	.18	-.78	.37
RAS36	1–5	3.48	1.16	-.57	.18	-.34	.37
RAS37	1–5	4.12	1.01	-1.42	.18	2.03	.37
RAS39	1–5	3.91	1.15	-1.14	.18	.67	.37
RAS40	1–5	3.13	1.37	-.17	.18	-.18	.37
24 ítems	24–119	87.75	17.44	-.69	.18	.85	.37
OM		18.60	5.11	-.95	.18	.57	.37
CPE		32.20	7.12	-.58	.18	.65	.37
NDS		10.50	3.24	-.51	.18	-.26	.37
DPA		11.31	3.45	-.76	.18	-.19	.37
CO		15.14	3.47	-.84	.18	.86	.37
18 ítems	18–89	66.50	13.34	-.76	.18	.85	.37
OM		14.51	4.34	-.83	.18	.19	.37
CPE		15.04	3.49	-.69	.18	.54	.37
NDS		10.50	3.24	-.51	.18	-.26	.37
DPA		11.31	3.44	-.76	.18	-.19	.37
CO		15.14	3.46	-.84	.18	.86	.37

Nota. *m*=media; *DE*=Desviación estándar; *SE*=Error estándar.

La confiabilidad global fue satisfactoria, con valores del coeficiente Omega (ω = 0.926) y Alfa de Cronbach (α=.925). En el nivel factorial, todas las dimensiones mostraron buena confiabilidad, con valores superiores a .70 (Tabla 3): orientación hacia metas y éxito (*OME*: ω=.894, α=.892), confianza personal y esperanza (*CPE*: ω=.843, α=.836), no dominación por los síntomas (NS: ω=.885, α=.875), disposición a pedir ayuda (DPA: ω=.928, α=.926) y confianza en los otros (CO: ω=.757, α=.725). Las correlaciones interfactoriales fueron moderadas, oscilando entre r=.375 y r=.715.

El análisis factorial confirmatorio (*AFC*) indicó índices de ajuste marginalmente aceptables para esta versión de la escala (*MLR*χ^2=424.511, *gl*=242, *RMSEA*=.066 [IC90%=.055–.076], *CFI*=.898, *TLI*=.884, *SRMR*=.069) (Tabla 4).

El análisis multigrupo para evaluar la invarianza de medición (Tabla 5) indicó que la escala de 24 ítems alcanzó satisfactoriamente la invarianza escalar tanto por sexo ($\Delta CFI \leq .002$, $\Delta RMSEA \leq .002$) como por etnia ($\Delta CFI \leq .003$, $\Delta RMSEA \leq .001$). Esto confirma que las puntuaciones tienen significados equivalentes y no presentan sesgos significativos entre estos grupos.

Estudio 2: Escala RAS de 18 ítems

Los análisis descriptivos de la escala RAS-18 (Tabla 2) evidenciaron también niveles adecuados de asimetría y curtosis en general. El *AFC* mostró índices de ajuste adecuados para esta versión reducida (*MLR*χ^2=183.760, *gl*=125, *RMSEA*=.052 [IC90%=.035–.067], *CFI*=.955, *TLI*=.944, *SRMR*=.057) (Tabla 4).

La confiabilidad interna global fue satisfactoria, con coeficientes Omega (ω=.908) y Alfa de Cronbach (α=.906). Las dimensiones específicas presentaron también valores aceptables (Tabla 3): orientación hacia metas y éxito (*OME*: ω=.892, α=.889), confianza personal y esperanza

Tabla 3. Factores de Carga y Fiabilidad del RAS Versión 14 y 18 ítems

Versión de 24 ítems (ω=.926; α=.925)			
Factor 1 - OME (ω=.894; α=.892)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS01	.683**	.060	11.434
RAS02	.680**	.062	11.048
RAS03	.937**	.019	5.421
RAS04	.781**	.05	15.580
RAS05	.868**	.034	25.434
Factor 2 - CPE (ω=.843; α=.836)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS11	.500**	.063	7.991
RAS14	.656**	.066	9.946
RAS15	.526**	.084	6.294
RAS16	.636**	.069	9.281
RAS20	.669**	.067	1.043
RAS22	.682**	.061	11.140
RAS24	.742**	.048	15.549
RAS25	.531**	.066	8.068
RAS36	.531**	.077	6.920
Factor 3 - NS (ω=.885; α=.875)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS27	.708**	.062	11.335
RAS28	.946**	.032	3.034
RAS29	.881**	.044	19.905
Factor 4 - DPA (ω=.928; α=.926)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS30	.816**	.047	17.238
RAS31	.950**	.033	28.686
RAS32	.933**	.019	48.582
Factor 5 - CO (ω=.757; α=.725)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS06	.620**	.082	7.554
RAS37	.789**	.055	14.234
RAS39	.765**	.073	1.44
RAS40	.454**	.072	6.285
Correlaciones Inter factoriales			
OME	–		
CPE	.715*	–	
NS	.399*	.592*	–
DPA	.402*	.586*	.467*	–
CO	.375*	.543*	.453*	.598*

Versión de 18 ítems (ω=.908; α=.906)			
Factor 1 - OME (ω=.892; α=.889)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS02	.683**	.063	1.845
RAS03	.935**	.020	46.181
RAS04	.775**	.054	14.477
RAS05	.876**	.033	26.547
Factor 2 - CPE (ω=.769; α=.765)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS14	.695**	.069	1.035
RAS15	.520**	.092	5.675
RAS22	.693**	.067	1.271
RAS24	.758**	.057	13.195
Factor 3 - NS (ω=.885; α=.875)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS27	.706**	.067	11.261
RAS28	.948**	.033	28.672
RAS29	.881**	.046	19.357
Factor 4 - DPA (ω=.928; α=.926)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS30	.817**	.047	17.340
RAS31	.950**	.032	29.36
RAS32	.934**	.019	49.156
Factor 5 - CO (ω=.757; α=.725)			
	Estimador†	SE	Est./SE
RAS06	.622**	.082	7.598
RAS37	.787**	.056	13.969
RAS39	.767**	.074	1.427
RAS40	.453**	.072	6.280
Correlaciones Inter factoriales			
OME	–		
CPE	.596*	–	
NS	.405*	.547*	–
DPA	.395*	.597*	.467*	–
CO	.365	.550	.452	.597

Nota. OME=Orientación hacia las metas y el éxito; CPE=Confianza personal y esperanza; NS=No dominación por los síntomas; DPA=Disposición a pedir ayuda; CO=Confianza en los otros; †=Estandarizado; * <.01; **<.001.

Tabla 4. Índices de Ajuste Para Todas las Versiones de la Escala de Recuperación (RAS 24 y RAS 18)

Modelos	PL	MLRχ2	GL	RMSEA	IC del 90%	CFI	TLI	SRMR	AIC	BIC
RAS 24 ITEMS	82	424.511*	242	.066	.055 – .076	.898	.884	.069	11406.613	11666.125
RAS 18 ITEMS	64	183.760*	125	.052	.035 – .067	.955	.944	.057	8387.761	8590.307

Nota. PL=Parámetros libres; MLRχ2=Chi cuadrado Robusto; GL=Grados de libertad; RMSEA=error cuadrático medio de aproximación; IC=intervalo de confianza del 90%; CFI=Índice de Ajuste Comparativo; TLI=Índice de Tucker-Lewis; SRMR=Raíz cuadrada media estandarizada residual; * = p<.001.

(CPE: ω=.769, α=.765), no dominación por los síntomas (NS: ω=.885, α=.875), disposición a pedir ayuda (DPA: ω=.928, α=.926) y confianza en los otros (CO: ω=.757, α=.725). Las correlaciones interfactoriales oscilaron entre r=.365 y r=.597.

La invarianza de medición evaluada por sexo y etnia (Tabla 5) confirmó la invarianza escalar para ambos grupos, con cambios mínimos en los índices de ajuste (Sexo: ΔCFI=.001, ΔRMSEA=.002; Etnia: ΔCFI≤.003, ΔRMSEA≤.000), demostrando equivalencia de puntuaciones entre grupos.

Finalmente, la validez concurrente mostró correlaciones significativas entre la puntuación global del RAS-18 y las subescalas del S-QoL18 y del ISMI-29 (Tabla 6). Se observaron correlaciones positivas moderadas con Bienestar Psicológico (r=.366), Autoestima (r=.375), Autonomía (r=.406), Vida Sentimental (r=.400) y Resistencia al Estigma (r=.569), y correlaciones negativas significativas con Alienación (r=-.301), Asunción del Estereotipo (r=-.305) y Discriminación Percibida (r=-.319).

Tabla 5. Índices de Ajuste Para el CFA Multigrupo de la RAS (24 y 18 ítems)

RAS-24 ítems	Modelos	Índices					Comparación de Modelos				
		MLRχ^2	DF	CFI	TLI	RMSEA [CI 90%]	Modelos	ΔMLRχ^2(Δdf)	ΔCFI	ΔTLI	ΔRMSEA
Sexo	1. Modelo Configural	799.333*	484	.848	.827	.086 [.076–.097]					
	2. Modelo Métrico	820.506*	503	.847	.832	.085 [.074–.095]	M2-M1	22.981(19)	-.01	.05	-.01
	3. Modelo Escalar	**835.027***	**522**	**.849**	**.841**	**.083 [.072–.093]**	**M3-M2**	**13.384(19)**	**.02**	**.09**	**-.02**
Etnia	1. Modelo Configural	799.709*	484	.851	.829	.087 [.076–.097]					
	2. Modelo Métrico	829.069*	503	.846	.831	.086 [.076–.097]	M2-M1	29.579(19)	-.05	.02	-.01
	3. Modelo Escalar	**853.102***	**522**	**.843**	**.834**	**.085 [.075–.096]**	**M3-M2**	**23.385(19)**	**-.03**	**.03**	**-.01**
RAS-18 ítems	Modelos	Índices					Comparación de Modelos				
		MLR χ^2	DF	CFI	TLI	RMSEA [CI 90%]	Modelos	ΔMLRχ^2(Δdf)	ΔCFI	ΔTLI	ΔRMSEA
Sexo	1. Modelo Configural	359.093*	250	.925	.908	.071 [.054–.086]					
	2. Modelo Métrico	376.395*	263	.922	.909	.070 [.054–.086]	M2-M1	17.556(13)	-.03	.01	-.01
	3. Modelo Escalar	**388.637***	**276**	**.923**	**.914**	**.068 [.052–.084]**	**M3-M2**	**11.804(13)**	**.01**	**.05**	**-.02**
Etnia	1. Modelo Configural	360.983*	250	.926	.926	.071 [.054–.087]					
	2. Modelo Métrico	360.983*	263	.916	.916	.074 [.058–.089]	M2-M1	27.354(13)	-.01	-.07	.03
	3. Modelo Escalar	**406.781***	**276**	**.913**	**.903**	**.074 [.058–.089]**	**M3-M2**	**17.564(13)**	**-.03**	**.01**	**.00**

Nota. MLRχ^2=Chi-cuadrado Robusto; df=grados de libertad; CFI=índice de ajuste comparativo; TLI=índice Tucker–Lewis; RMSEA=raíz media cuadrática del error de aproximación; ΔCFI, ΔTLI y ΔRMSEA=cambio en los valores de CFI/TLI y RMSEA en comparación con el modelo precedente. Las letras en negrita indican el nivel final de invarianza que se alcanzó; * p<.001.

Tabla 6. Matriz de Correlaciones Entre las Dimensiones del RAS-18 y SQoL-18 y el ISMI-29

Escalas criterio	Dimensiones	OME	CPE	NS	DPA	CO	RAS Total
SQoL-18	Bienestar Psicológico	.267**	.384**	.266**	.342**	.226**	.366**
	Autoestima	.257**	.479**	.258**	.248**	.136	.375**
	Relaciones Familiares	.157*	.177*	.139	.214**	.224**	.225**
	Relaciones con Amistades	.213**	.212**	.150*	.154*	.238**	.271**
	Resiliencia	.368**	.276**	.145	.108	.042	.273**
	Bienestar Físico	.199**	.287**	.288**	.192*	.114	.258**
	Autonomía	.341**	.336**	.326**	.279**	.239**	.406**
	Vida sentimental	.281**	.269**	.281**	.315**	.344**	.400**
ISMI-29	Alienación	-.230**	-.297**	-.260**	-.192*	-.099	-.301**
	Asunción del Estereotipo	-.254**	-.346**	-.306**	-.196*	-.211**	-.305**
	Discriminación Percibida	-.186*	-.325**	-.259**	-.260**	-.128	-.319**
	Aislamiento Social	-.112	-.280**	-.063	-.148	-.038	-.195**
	Resistencia al Estigma	.433**	.509**	.370**	.420**	.343**	.569**

Nota. Correlación de Spearman, OME=Orientación hacia las metas y el éxito; CPE=Confianza personal y esperanza; NS=No dominación por los síntomas; DPA=Disposición a pedir ayuda; CO=Confianza en los otros; * <.01; **: <.001.

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo evaluar las propiedades psicométricas del Recovery Assessment Scale (RAS) en sus versiones de 24 y 18 ítems, así como su invarianza métrica por etnia (indígena vs. no indígena) y sexo (hombres vs. mujeres) en una muestra de pacientes con diagnóstico de esquizofrenia residentes en la región Norte de Chile. Los resultados obtenidos aportan evidencia empírica sólida que respalda la validez estructural, confiabilidad interna y equivalencia métrica del instrumento en ambos formatos, lo cual tiene implicancias teóricas, metodológicas y clínicas relevantes para el campo de la salud mental en contextos culturalmente diversos.

En primer lugar, los análisis factoriales confirmatorios (AFC) indicaron que las versiones de 18 y 24 ítems del RAS presentan una estructura factorial adecuada y consistente con el modelo teórico de cinco factores: confianza personal y esperanza (CPE), orientación hacia metas y éxito (OME), disposición a pedir ayuda (DPA), confianza en los otros (CO) y no dominación por los síntomas (NS). La versión de 18 ítems mostró mejores índices de ajuste (CFI=.955, TLI=.944, RMSEA=.052) en comparación con la versión de 24 ítems (CFI=.898, TLI=.884, RMSEA=.066), lo cual sugiere que la versión abreviada representa

una opción más parsimoniosa, sin pérdida de validez estructural. Este hallazgo es consistente con estudios previos que han propuesto la versión reducida como una alternativa más parsimoniosa, sin sacrificar calidad psicométrica (Ponce-Correa et al., 2022). La mejora en los índices de ajuste en el modelo RAS-18 refuerza su utilidad como herramienta breve y confiable para ser utilizada en contextos clínicos, especialmente en servicios de salud pública con recursos limitados.

Por otra parte, se observaron altos niveles de consistencia interna tanto en la puntuación total como en las subescalas de ambas versiones. En el caso de la versión RAS-24, se obtuvieron coeficientes alfa de Cronbach y omega jerárquico superiores a .92 para la escala total y por sobre .75 en todas las dimensiones. De manera similar, la versión RAS-18 presentó un α=.906 y ω=.908, con subescalas que también cumplieron ampliamente los criterios de confiabilidad aceptables (α>.76 y ω>.75), lo cual indica que los ítems miden consistentemente los constructos propuestos.

Del mismo modo, los análisis de invarianza métrica multigrupo aportan evidencia robusta sobre la estabilidad de las puntuaciones del RAS en distintos subgrupos. En ambas versiones del instrumento se logró establecer invarianza escalar completa por sexo y etnia, lo que implica que los ítems no presentan sesgos diferenciales asociados a estos factores sociodemográficos. Esta propiedad es fundamental para la interpretación de los resultados en investigaciones comparativas y para garantizar la equidad diagnóstica y de intervención en contextos de diversidad cultural y de género.

Desde una perspectiva psicométrica, la demostración de invarianza escalar completa en ambas versiones del RAS constituye un hallazgo de relevancia sustancial puesto que garantiza que las puntuaciones observadas en el instrumento reflejan de manera comparable el nivel latente del constructo de la recuperación subjetiva en distintos grupos poblacionales (Fischer et al., 2025). En concreto, este nivel de invarianza asegura que los ítems no presentan sesgos sistemáticos asociados al grupo de pertenencia, permitiendo comparaciones válidas entre hombres y mujeres, así como entre individuos pertenecientes a etnias indígenas y no indígenas.

La validez concurrente observada entre las puntuaciones del RAS y variables asociadas como calidad de vida (S-QoL18) y autoestigma (ISMI-29) respalda la pertinencia del instrumento en la evaluación integral de procesos de recuperación. Específicamente, las correlaciones positivas con dimensiones como el bienestar psicológico, la autonomía y la resistencia al estigma y las correlaciones negativas con componentes del autoestigma, confirman la sensibilidad del instrumento a factores psicosociales relevantes en la evolución de la Esquizofrenia. Respecto al constructo de recuperación subjetiva, los hallazgos del presente estudio proporcionan respaldo empírico a su utilidad como marco de evaluación complementario a los modelos tradicionales centrados en la experiencia vivida del paciente, incluyendo dimensiones como la esperanza, el sentido de agencia, la disposición a pedir ayuda, la confianza en las relaciones interpersonales y la no dominación por los síntomas (Ponce-Correa et al., 2024).

El estudio presenta algunas limitaciones que deben considerarse al interpretar los resultados. En primer lugar, aunque se evaluó la invarianza del RAS-18 y RAS-24 en función del sexo y la etnia, la muestra no incluye otros grupos culturales o de diversidad fuera de la Región de Chile, lo que limita la generalización de los resultados al resto de las comunidades indígenas de Perú y Bolivia. Además, la dependencia de autoinformes podría haber influido en la precisión de los datos, ya que los participantes pueden haber mostrado sesgos de deseabilidad social o de autopercepción en su respuesta. Asimismo, el estudio no aborda en profundidad las dinámicas socioculturales y de acceso a la atención de salud mental que podrían haber influido en la recuperación subjetiva de los participantes. No obstante, a pesar de estas limitaciones, la evaluación de la invarianza escalar y la alta consistencia interna de la herramienta refuerzan su fiabilidad y su aplicabilidad. Estos puntos fuertes posicionan al estudio como una valiosa contribución a la medición de la recuperación subjetiva en Esquizofrenia, promoviendo una evaluación más precisa y respetuosa de las experiencias de los pacientes en contextos culturalmente diversos.

Finalmente, es relevante destacar estos hallazgos para las poblaciones indígenas, cuyas concepciones sobre la salud mental difieren del paradigma biomédico occidental. En estas

comunidades, la Esquizofrenia se interpreta frecuentemente desde una cosmovisión espiritual o psicosocial, lo que influye en la comprensión, el afrontamiento y la búsqueda de ayuda frente al trastorno (Caqueo-Urízar et al., 2015). El hecho de que el RAS haya mostrado invarianza escalar en este grupo sugiere que, a pesar de las diferencias culturales, los elementos clave del proceso de recuperación subjetiva son transversales. No obstante, este hallazgo no debe interpretarse como evidencia de uniformidad cultural, sino como un indicio de que es posible adaptar instrumentos que respeten la diversidad cultural, permitiendo la evaluación comparativa y el diseño de intervenciones eficaces.

Conclusión

Los resultados del estudio indican que la Escala de Recuperación Subjetiva (RAS-18) presenta características psicométricas robustas que permiten su uso adecuado en poblaciones diversas, como la población indígena al Norte de Chile. La invarianza escalar obtenida en este grupo cultural sugiere que los factores clave que componen la recuperación subjetiva, tales como la confianza personal, la orientación hacia metas y el afrontamiento de los síntomas, son percibidos de manera consistente, independientemente de las diferencias culturales o de género. Esto refuerza la utilidad del RAS-18 como una herramienta válida para evaluar el proceso de recuperación en pacientes con Esquizofrenia, proporcionando un marco confiable para medir aspectos fundamentales de la salud mental en contextos multiculturales. Los hallazgos apuntan a que, a pesar de las variaciones en la cosmovisión y el abordaje de la Esquizofrenia, el RAS-18 mantiene su capacidad para reflejar experiencias de recuperación comparables, lo que permite la adaptación de intervenciones terapéuticas a las necesidades específicas de cada grupo cultural, con especial énfasis en aquellos con una fuerte identidad indígena como la Aymara. Esto resalta la importancia de contar con herramientas que sean sensibles y culturalmente respetuosas, sin comprometer la calidad y la precisión de las mediciones.

Referencias

Abello-Luque, D., Cortes-Peña, O., García-Montaño, E., García-Roncallo, P., & Nieto-Betancourt, L. (2017). Escala Multidimensional de Trastornos Afectivos, EMTA: Generación de indicadores psicométricos y escalas normativas de uso clínico. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, *1*(43), 187-198.

Barrett, B., Brown, R., & Mundt, M. (2008). Comparison of anchor-based and distributional approaches in estimating important difference in common cold. *Quality of Life Research, 17*(1), 75-85. https://doi.org/10.1007/s11136-007-9277-2

Bengochea-Seco, R., Caqueo-Urízar, A., Miranda-Castillo, C., Giráldez, S. L., & Urzúa, A. (2018). Validation of the Spanish version of the Internalized Stigma of Mental Illness Scale (ISMI) in people with schizophrenia. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental, 11*(4), 244–252. https://doi.org/10.1016/j.rpsm.2017.07.003

Boyer, L., Simeoni, M. C., Loundou, A., D'Amato, T., Reine, G., Lancon, C., & Auquier, P. (2010). The development of the S-QoL 18: A shortened Quality of Life Questionnaire for patients with schizophrenia. *Schizophrenia Research*, *121*(1-3), 241-250.

Caqueo-Urízar, A., Breslau, J., & Gilman, S. E. (2015). Beliefs about the causes of schizophrenia among Aymara and non-Aymara patients and their primary caregivers in the Central-Southern Andes. *The International Journal of Social Psychiatry*, *61*(1), 82–91. https://doi.org/10.1177/0020764014544768

Caqueo-Urízar, A., Boyer, L., Boucekine, M., & Auquier, P. (2014). Propiedades psicométricas del cuestionario de calidad de vida para esquizofrenia S-QoL18 en tres países de América Latina: Bolivia, Chile y Perú. *Revista Latinoamericana de Psicología, 46*(3), 159-165. https://doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70019-7

Caqueo-Urízar, A., Miranda-Castillo, C., Giráldez, S. L., & Urzúa, A. (2019). Validación de la Escala de Autoestigma en Enfermedades

Mentales (ISMI-29) en usuarios chilenos con esquizofrenia. *Actas Españolas de Psiquiatría, 47*(4), 144-152. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/31436032/

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14*(3), 464-504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*(2), 233-255.

Cho, E., & Kim, S. (2015). Cronbach's coefficient alpha: Well known but poorly understood. *Organizational Research Methods, 18*(2), 207-230. https://doi.org/10.1177/1094428114555994

Corrigan, P. W., Giffort, D., Rashid, F., Leary, M., & Okeke, I. (1999). Recovery as a psychological construct. *Community Mental Health Journal, 35*(3), 231-239. https://doi.org/10.1023/A:1018741302682

Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and evaluation in Counseling and Development*, *43*(2), 121-149.

Fresán, A., De la Fuente-Sandoval, C., Loyzaga, C., García-Anaya, M., Meyenberg, N., & Nicolini, H. (2005). Validación en México de la Escala del Síndrome Positivo y Negativo para la Esquizofrenia (PANSS). *Salud Mental, 28*(1), 70-77.

Goodboy, A. K., & Martin, M. M. (2020). Omega over alpha for reliability estimation of unidimensional communication measures. *Annals of the International Communication Association, 44*(4), 422–439. https://doi.org/10.1080/23808985.2020.1846135

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). Multivariate data analysis (8th ed.). *Cengage Learning.*

IBM Corp. (2020). IBM SPSS Statistics for Windows (Version 27.0) [Computer software]. IBM Corp.

Jamovi (2021). 2.2.5; The Jamovi Project. [Computer Software]. https://www.jamovi.org/

Kay, S. R., Fiszbein, A., & Opler, L. A. (1987). The Positive and Negative Syndrome Scale (PANSS) for schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin, 13*(2), 261-276. https://doi.org/10.1093/schbul/13.2.261

Lancon, C., Auquier, P., Nayt, G., & Reine, G. (1998). Stability and factorial structure of the Positive and Negative Syndrome Scale (PANSS) in schizophrenia. *Psychopathology, 31*(4), 206-211.

Leitgöb, H., Seddig, D., & Asparouhov, T. (2023). Testing measurement invariance across groups: Recent developments and recommendations for practice. *European Journal of Psychological Assessment, 40*(2), 125-140. https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000778

Leucht, S., Kane, J. M., Kissling, W., Hamann, J., Etschel, E., & Engel, R. R. (2005). Clinical implications of Brief Psychiatric Rating Scale scores. *The British Journal of Psychiatry, 187*(4), 366-371. https://doi.org/10.1192/bjp.187.4.366

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

McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychol Methods, 23*(3), 412-433. https://doi.org/10.1037/met0000144

Muñoz, M., Sanz, M., Pérez-Santos, E., & de los Ángeles Quiroga, M. (2011). Proposal of a socio–cognitive–behavioral structural equation model of recovery in schizophrenia. *Psychiatry Research, 186*(2-3), 210-217. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2010.08.002

Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). Mplus User's Guide (8th ed.). Muthén & Muthén.

Ponce-Correa, F., Caqueo-Urízar, A., Zalazar, V., & Henríquez, D. (2022). Propiedades psicométricas de la Escala de Recuperación (RAS-24) en pacientes chilenos con esquizofrenia. *Revista Iberoamericana de Psicología Clínica y de la Salud, 13*(2), 23-35.

Ritsher, J. B., Otilingam, P. G., & Grajales, M. (2003). Internalized stigma of mental illness: Psychometric properties of a new measure. *Psychiatry Research, 121*(1), 31-49.

Saavedra, J., Pérez, E., Crawford, P., & Arias, V. (2021). Evaluación psicométrica de la escala de recuperación (RAS) en usuarios colombianos. *Revista Colombiana de Psiquiatría, 50*(2), 105-112. https://doi.org/10.1016/j.rcp.2019.04.002

World Health Organization. (1992). Clasificación Internacional de Enfermedades, décima revisión (CIE-10). Ginebra, Suiza: Organización Mundial de la Salud.

World Medical Association. (2013). World Medical Association Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA, 310*(20), 2191-2194. https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053

Zalazar, V., Castro Valdez, J., Mascayano Tapia, F., Vera, N., Scorza, P., Agrest, M., & Feeney, G. (2017). Psychometric properties of the Recovery Assessment Scale (RAS) in people with schizophrenia in Argentina. *International Journal of Mental Health, 46*(3), 249-262. https://doi.org/10.1080/00207411.2017.1297552

Bagheri, Z., Chamanpara, P., Jafari, P., Balhara, Y. P. S., Arya, S., Ransing, R., Đorić, A., Knez, R., Thi, T. V., Huong, T. N., Kafali, H. Y., Erzin, G., Vally, Z., Chowdhury, M. R. R., Sharma, P., Shakya, R., Campos, L. A. M., Szczegielniak, A. R., & Stevanović, D. (2022). Cross-cultural measurement invariance of the Quality of Life Enjoyment and Satisfaction Questionnaire-Short form across ten countries: The application of Bayesian approximate measurement invariance. *BMC Psychology*, *10*(1). https://doi.org/10.1186/s40359-022-00864-y

Biringer, E., & Tjoflåt, M. Validation of the 24-item recovery assessment scale-revised (RAS-R) in the Norwegian language and context: a multi-centre study. *Health and Quality of Life Outcomes 2018*, *16*(1). https://doi.org/10.1186/s12955-018-0849-3

Caqueo-Urízar, A., Alessandrini, M., & Boyer, L. (2018). Calidad de vida en pacientes con esquizofrenia de origen Aymara en la zona Centro-Sur de los Andes. *Universitas Psychologica*, *16*(5), 1-13. https://doi.org/10.11144/javeriana.upsy16-5.qlap

Caqueo-Urízar, A., Boyer, L., Urzúa, A., & Williams, D. R. (2019). Self-stigma in patients with schizophrenia: A multicentric study from three Latin-America countries. *Social Psychiatry And Psychiatric Epidemiology*, *54*(8), 905-909. https://doi.org/10.1007/s00127-019-01671-4

Caqueo-Urízar, A., Ponce-Correa, F., Urzúa, A., Irarrázaval, M., Fond, G., & Boyer, L. (2022). Predictors of internalized stigma in patients with schizophrenia in Northern Chile: A longitudinal study. Healthcare (Basel, Switzerland), *10*(11), 2269. https://doi.org/10.3390/healthcare10112269

Caqueo-Urízar, A., Urzúa, A., Boyer, L., & Williams, D. R. (2016). Religion involvement and quality of life in patients with schizophrenia in Latin America. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, *51*(4), 521–528. https://doi.org/10.1007/s00127-015-1156-5

Caqueo-Urízar, A., Urzúa, A., Loundon, A., Boucekine, M., Fond, G., & Boyer, L. (2019). The Latin American version of the internalized stigma of mental illness scale (LA-ISMI): A multicentric validation study from three Latin American countries. *Health and Quality of Life Outcomes, 17*(1). https://doi.org/10.1186/s12955-019-1238-2

Cavelti, M., Wirtz, M., Corrigan, P., & Vauth, R. (2016). Recovery assessment scale: Examining the factor structure of the German version (RAS-G) in people with schizophrenia spectrum disorders. *European Psychiatry*, *41*(1), 60–67. https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2016.10.006

Chiba, R., Miyamoto, Y., & Kawakami, N. (2010). Reliability and validity of the Japanese version of the Recovery Assessment Scale (RAS) for people with chronic mental illness: Scale development. *International Journal of Nursing Studies*, *47*(3), 314–322. https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2009.07.006

Corrigan, P. W., Giffort, D., Rashid, F., Leary, M., & Okeke, I. (1999). Recovery as a psychological construct. *Community Mental Health Journal*, *35*(3), 231–239. https://doi.org/10.1023/a:1018741302682

Corrigan, P. W., Salzer, M., Ralph, R. O., Sangster, Y., & Keck, L. (2004). Examining the factor

structure of the recovery assessment scale. *Schizophrenia Bulletin*, *30*(4), 1035–1041. https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.schbul.a007118

Díaz-Mandado, O., Nieto-Moreno, M., Montorio, I., & Periáñez, J. A. (2015). Predictores de recuperación subjetiva en la Esquizofrenia [Predictors of subjective recovery in schizophrenia]. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, *20*(2), 101–114. https://doi.org/10.5944/rppc.vol.20.num.2.2015.15165

Fischer, R., Karl, J. A., Luczak-Roesch, M., & Hartle, L. (2025). Why we need to rethink measurement invariance: The role of measurement invariance for cross-cultural research. *Cross-Cultural Research*. https://doi.org/10.1177/10693971241312459

Fukui, S., & Salyers, M. P. (2021). Assessing the Recovery Assessment Scale Across Time. *Psychiatric Services*, *72*(6), 716–719. https://doi.org/10.1176/appi.ps.202000521

Giusti, L., Ussorio, D., Tosone, A., Di Venanzio, C., Bianchini, V., Necozione, S., Casacchia, M., & Roncone, R. (2015). Is personal recovery in schizophrenia predicted by low cognitive insight?. *Community Mental Health Journal*, *51*(1), 30–37. https://doi.org/10.1007/s10597-014-9767-y

Li, S., Heath, P. J., Vidales, C. A., Vogel, D. L., & Nie, Y. (2022). Measurement Invariance of the Self-Stigma of Mental Illness Scale: A cross-cultural study. International Journal Of Environmental *Research And Public Health*, *19*(4), 2344. https://doi.org/10.3390/ijerph19042344

Macpherson, R., Pesola, F., Leamy, M., Bird, V., Le Boutillier, C., Williams, J., & Slade, M. (2016). The relationship between clinical and recovery dimensions of outcome in mental health. *Schizophrenia Research*, *175*(1-3), 142–147. https://doi.org/10.1016/j.schres.2015.10.031

Pahwa, R., Brekke, J. S., & Jaccard, J. (2021). Cross-Ethnic Invariance of BSI-18 in Individuals With Serious Mental Illness: New perspectives on measurement invariance testing. *Journal of the Society for Social Work and Research*, *12*(4), 755-787. https://doi.org/10.1086/717517

Ponce-Correa, F., Caqueo-Urízar, A., Bahamondes, J., Urzúa, A., Portilla-Saavedra, D., & Cruz-Riveros, C. (2023). Validación chilena de la versión española de la Escala de Evaluación de la Recuperación (Recovery Assessment Scale, RAS) en pacientes diagnosticados con esquizofrenia. *Revista Iberoamerica de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, *67*(1), 87. https://doi.org/10.21865/ridep67.1.07

Quintana, G. R., Ponce, F. P., Escudero-Pastén, J. I., Santibáñez-Palma, J. F., Nagy, L., Koós, M., … & Böthe, B. (2024). Cross-cultural validation and measurement invariance of anxiety and depression symptoms. A study of the Brief Symptom Inventory (BSI) in 42 countries. *Journal of Affective Disorders*, *350*, 991-1006.

Rossi, A., Amore, M., Galderisi, S., Rocca, P., Bertolino, A., Aguglia, E., ... & Maj, M. (2018). The complex relationship between self-reported 'personal recovery'and clinical recovery in schizophrenia. *Schizophrenia Research*, *192*, 108-112.

Saavedra, J., Vázquez-Morejón, A. J., Vázquez-Morejón, R., Arias-Sánchez, S., González-Álvarez, S., & Corrigan, P. (2021). Spanish Validation of the Recovery Assessment Scale (RAS-24). *Psicothema*, *33*(3), 500–508. https://doi.org/10.7334/psicothema2021.52

Steenkamp, J.-B. E. M., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research*, *25*(1), 78–90. https://doi.org/10.1086/209528