



Estudio psicométrico del Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo en adultos de Santiago de Chile

Psychometric study of State-Trait Anxiety Inventory in adults of Santiago de Chile

Sebastián Ibacache-Ramírez¹ <https://orcid.org/0009-0002-8373-591X>

Vanetza Quezada-Scholz¹ <https://orcid.org/0000-0002-7761-0953>

Mario Laborda¹ <https://orcid.org/0000-0003-2459-3042>

María Consuelo San Martín² <https://orcid.org/0000-0001-6999-6908>

Felipe Alfaro³ <https://orcid.org/0000-0002-7680-545X>

Gonzalo Miguez^{1*} <https://orcid.org/0000-0001-6975-3789>

¹ Universidad de Chile, Departamento de Psicología, Santiago, Chile. E-mail: sebastianibacache@ug.uchile.cl; qvanetza@u.uchile.cl; mariolaborda@u.uchile.cl; gonzalo_miguez@u.uchile.cl

² Universidad de los Andes, Escuela de Psicología, Santiago, Chile. E-mail: mcsanmartin@uandes.cl

³ Universidad de Aysén, Departamento de Ciencias Sociales y Humanidades, Coyhaique, Chile. E-mail: felipe.alfaro@uaysen.cl

*Autor de correspondencia.

RESUMEN

Introducción: El Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI) es un instrumento que mide la ansiedad por medio de dos subescalas: Ansiedad-Estado (STAI-E), entendida como un estado transitorio, y Ansiedad-Rasgo (STAI-R), conceptualizada como un rasgo predisponente a percibir varias situaciones como amenazantes. **Objetivo:** Adaptar el STAI y reportar sus propiedades psicométricas en adultos de Santiago de Chile. **Método:** Se realizó una adaptación de las escalas con un juicio de expertos. Se administró el STAI a una muestra de 257 adultos de Santiago. Para evaluar la confiabilidad se utilizó alfa de Cronbach y alfa ordinal. Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para determinar la estructura factorial de cada subescala. **Resultados:** Se muestra alta consistencia interna en ambas escalas. El AFC reveló que, en STAI-E y en STAI-R, el modelo bifactorial fue el que mostró mejor nivel de ajuste, seguido por el modelo de dos factores. **Discusión:** Se conservan propiedades psicométricas adecuadas del instrumento en la población. Los AFCs muestran evidencia de aspectos multidimensionales en cada subescala. Esto parece ser consecuencia de efectos metodológicos por el uso de ítems invertidos más que la evaluación de dos constructos diferentes, como presencia y ausencia de ansiedad.

Palabras clave: psicometría, análisis factorial, ansiedad, confiabilidad y validez

ABSTRACT

Introduction: The State-Trait Anxiety Inventory (STAI) is an instrument designed to assess anxiety with two subscales: State-Anxiety (STAI-S), understood as a transitory state, and Trait-Anxiety (STAI-T), conceptualized as a predisposing trait to perceive a lot of situations as threatening. **Objective:** The aim of this study was to adapt the STAI and report its psychometric properties in adults from Santiago, Chile. **Methodology:** An adaptation of the scales was carried out with a panel of experts. The STAI was administered to a sample of 257 adults from Santiago. Cronbach's alpha and ordinal alpha were used to assess reliability. A Confirmatory Factor Analysis (CFA) was performed to determine the factor structure of each subscale. **Results:** High internal consistency was found for both scales. The CFA revealed that, in STAI-E and STAI-R, the bifactor model showed the best level of fit, followed by the two-factor model. **Discussion:** Adequate psychometric properties of the instrument are preserved in the population. The CFA shows evidence of multidimensional aspects in each subscale. This seems to be a consequence of method effects due to the use of reverse-scored items rather than the actual assessment of two different constructs, such as presence and absence of anxiety.

Keywords: psychometrics, factor analysis, anxiety, reliability and validity

Recibido: 25 de septiembre de 2024 – Aceptado: 08 de julio de 2025



©2025
Terapia
Psicológica

Introducción

La ansiedad corresponde a un estado emocional orientado hacia el futuro en el que prepara al individuo para un posible peligro o amenaza, acompañado usualmente de un componente fisiológico (Barlow, 2002). Si bien la ansiedad se considera útil para la supervivencia, esta puede volverse desadaptativa en ciertas circunstancias si se presenta de forma intensa y generalizada (Barlow et al., 2018), pudiendo expresarse en sintomatología ansiosa. En el mundo, un 4% de personas tiene un trastorno de ansiedad (Javaid et al., 2023; World Health Organization, 2017). En cuanto a Chile, la evidencia reporta que casi un cuarto de la población presenta síntomas de ansiedad (Asociación Chilena de Seguridad y Universidad Católica, 2024). En consecuencia, es relevante contar con instrumentos psicométricos que permitan conocer los niveles de ansiedad en contextos clínicos y de investigación.

Uno de los instrumentos más utilizados es el Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI) creado por Spielberger et al. (1970). El STAI fue desarrollado para medir la ansiedad-estado y ansiedad-rasgo, según los planteamientos de Cattell y Scheier (1961) quienes distinguieron entre ansiedad como estado y rasgo. La subescala de ansiedad-estado (STAI-E) mide la ansiedad entendida como un estado transitorio y percibido como tensión o preocupación. La subescala de ansiedad-rasgo (STAI-R) evalúa la predisposición constante en el tiempo a percibir una alta cantidad de situaciones como amenazantes y, por tanto, experimentar más ansiedad (Spielberger y Reheiser, 2009). Ambas subescalas contienen ítems sobre la presencia (polaridad positiva) y ausencia (polaridad negativa) de ansiedad. En este último caso, sus puntajes se invierten para calcular la ansiedad total. La literatura reporta dos versiones oficiales del STAI: una original conocida como *Forma X* y otra que modificó el 37% de los ítems originales llamada *Forma Y* (González-Fraile et al., 2014).

El STAI es uno de los instrumentos más utilizados para medir ansiedad (Zsido et al., 2020), siendo aplicado en muestras de población general (Guillén-Riquelme, 2014) y universitarias (Fonseca-Pedrero et al., 2012). Asimismo, ha sido aplicada en muestras clínicas de pacientes con ansiedad (Ortuño-Sierra et al., 2017) y depresión (Guillén-Riquelme y Buéla-Casal, 2015). En general, sus resultados han mostrado propiedades psicométricas adecuadas.

Un aspecto que ha llamado la atención es la evidencia contradictoria sobre la estructura factorial del STAI. Las investigaciones que han usado análisis factorial exploratorio (AFE) o análisis factorial confirmatorio (AFC) han encontrado soluciones con distinto número de factores, resultado que algunos atribuyen al uso de ítems invertidos (Guillén-Riquelme, 2014). Originalmente se planteó que el STAI evaluaba solo dos constructos: ansiedad-estado y ansiedad-rasgo (Bernstein y Eveland, 1982), pero otras investigaciones han reportado cuatro factores dependiendo de la subescala y la polaridad del ítem. Estos factores son: (1)

ansiedad-estado positiva, (2) ansiedad-estado negativa (o ausencia de ansiedad), (3) ansiedad-rasgo positiva y (4) ansiedad-rasgo negativa. Este modelo de dos factores por escala (considerando cada subescala por separado) ha sido replicado en distintos contextos y versiones (Bernstein y Eveland, 1982; Vagg et al., 1980; Vigneau et al., 2008), incluyendo su adaptación al español (Guillén-Riquelme y Buéla-Casal, 2011; Ortuño-Sierra et al., 2017).

Recientemente la literatura reporta el uso de un modelo bifactorial conocido como un-constructo dos-métodos. Este tipo de modelos plantea que, por un lado, todos los ítems de cada subescala cargan en un factor general, correspondiente al constructo de interés (ansiedad-estado o ansiedad-rasgo). Por otro, de acuerdo con la polaridad del ítem, pueden cargar en uno de los factores específicos, no estando correlacionados entre sí o con el factor general (Reise, 2012). Este modelo ha sido aplicado para el STAI-E (Thomas y Cassady, 2021) y el STAI-R (Bados et al., 2010; Balsamo et al., 2013).

En Santiago de Chile, Vera-Villaroel et al. (2007) realizaron un estudio del STAI (*Forma X*) en población general adulta y adolescente. El AFE mostró dos factores en cada subescala: presencia y ausencia de ansiedad (similar al modelo de cuatro factores), pero con extracciones separadas por subescala. Se constató que los factores identificados en la extracción y rotación no agruparon a todos los ítems. En cuanto a su confiabilidad, Vera-Villaroel et al. (2007) reportaron consistencia interna adecuada tanto para el STAI-E ($\alpha = .92$) como para el STAI-R ($\alpha = .87$). Diversos estudios han utilizado este instrumento para medir la ansiedad en Chile en psicología experimental (Quezada-Scholz et al., 2022), personas con dolor crónico (Reyes-Abarca, 2021), estudiantes de secundaria (Lagos-San Martín et al., 2022), entre otros.

Para un uso adecuado de los instrumentos en una población, es necesario que estos sean sometidos a revisiones periódicas de evidencia psicométrica (Vinet et al., 2023). Por tal motivo, el presente estudio se propuso adaptar el STAI (*Forma X*) y describir sus propiedades psicométricas en una muestra de adultos de Santiago de Chile. Primero se adaptaron sus reactivos por medio de un panel de expertos. Segundo, se evaluó la confiabilidad del instrumento basada en su consistencia interna (Frías-Navarro, 2022), esperándose que ambas subescalas presentaran confiabilidad alta. Tercero, se evaluó la estructura interna del instrumento por medio de un AFC con el fin de corroborar el modelo de dos factores por subescala. En este caso, se espera un buen ajuste dado que este modelo ha mostrado evidencia en la misma población con un AFE, y, más recientemente, ha acumulado evidencia en otros países. Asimismo, se espera que el modelo bifactorial mostrara un buen ajuste. Este resultado puede explicar la variabilidad que podría aportar la polaridad de los ítems al constructo y que puede interferir con la estructura del instrumento.

Método

Diseño

La presente investigación es descriptiva, instrumental y transeccional.

Muestra

La muestra estimada para esta investigación es de 257 personas residentes en el Gran Santiago. Este número se basa en las recomendaciones de Kyriazos (2018), quien considera que un N superior a 200 sujetos ofrece poder estadístico adecuado para el análisis. También se recomienda una razón de 10 sujetos por variable, lo que en el caso de dos análisis de dos escalas de 20 ítems cada una, sería apropiado una muestra de 200 participantes. Además, varios de los puntos de corte que se consideran para los índices de bondad de ajuste en los AFCs se basan en lo planteado por Hu y Bentler (1999), quienes contemplan $N > 250$ para sus recomendaciones.

La muestra fue no probabilística por cuotas (sexo y comuna de residencia, en base a datos del Censo 2017). Para ser homologable a la recolección de datos de Vera-Villarroel et al. (2007), se excluyeron las respuestas registradas entre las 00:00 y las 06:00 horas.

Participantes

Participaron 257 adultos (57.2% de mujeres) residentes de las 40 comunas del área del Gran Santiago. El rango etario fue de 18 a 75 años ($M = 32.6$ años; $DT = 13.7$ años). No se consideró evaluar la presencia de sintomatología ansiosa dado que esta restricción tampoco fue realizada por Vera-Villarroel et al. (2007).

Instrumentos

Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (State Trait Anxiety Inventory – STAI)

El STAI es un inventario autoadministrado elaborado por Spielberger et al. (1970). La ansiedad-estado se conceptualiza como un estado emocional transitorio, que involucra sentimientos de tensión e hiperactivación del sistema nervioso autónomo. La ansiedad-rasgo es descrita como una característica, relativamente estable en el tiempo, referente a la diferencia entre sujetos en la frecuencia al percibir situaciones como amenazantes. Ambas subescalas tienen 20 ítems en sentido positivo que miden la ansiedad. En el STAI-E el individuo debe indicar cuánto le representa cada afirmación en relación con cómo se siente en el momento presente. Para esto debe usar una escala Likert de 4 puntos (0 = Nada; 1 = Algo; 2 = Bastante y 3 = Mucho). En el STAI-R el individuo debe responder cómo sienten en general su ansiedad también con una escala Likert de 4 puntos (0 = Casi Nunca; 1 = A veces; 2 = A menudo y 3 = Casi siempre). En el caso de los ítems negativos que preguntan

por ausencia de ansiedad, el puntaje se les asigna de forma inversa. Los puntajes totales varían de 0 a 60. En la *Forma X*, el STAI-E tiene 10 ítems (5 positivos y 5 negativos) y el STAI-R 20 ítems (13 positivos y 7 negativos).

Preguntas demográficas

Además del STAI se utilizó un cuestionario para la recopilación de los datos sociodemográficos de los participantes, tales como la edad, el género, y la comuna de residencia, tanto para la caracterización de la muestra como para controlar el muestreo por cuotas.

Procedimiento

En la primera parte de la investigación se adaptó el inventario y sus ítems fueron adaptados por un comité de 5 expertos quienes evaluaron la claridad del fraseo, así como la sintaxis y la semántica según las sugerencias de Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008). Tras su evaluación, se procedió a la adaptación del instrumento.

La administración del instrumento fue *online*. Después de que el participante firmaba el consentimiento informado y completaba sus datos sociodemográficos en la plataforma Pavlovia, era dirigido a SurveyMonkey donde se alojó el STAI. El presente estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Investigación de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de Chile.

Resultados

Adaptación de STAI-E y STAI-R

Cada juez del panel evaluó en una escala de 1 a 4 la claridad del ítem. Los ítems que no obtuvieron el máximo puntaje por más de un juez fueron revisados y modificados de acuerdo con las recomendaciones del mismo panel. La excepción fue el ítem “*Me siento confortable*”, pues se consideró que la modificación sugerida (“*Me siento confortable [cómodo]*”) era similar al ítem “*Me siento cómodo (a gusto)*”. Tras la evaluación del panel de expertos, se decidió adaptar tres ítems del STAI-E: “*Estoy contrariado*” por “*Estoy insatisfecho (incómodo)*” (ítem 4), “*Estoy desasosegado*” por “*Estoy inquieto*” (ítem 13) y “*Me siento muy “atado” (como oprimido)*” por “*Me siento muy oprimido*” (ítem 14). En cuanto al STAI-R se modificaron dos ítems: “*Soy una persona tranquila, serena, sosegada*” por “*Soy una persona tranquila y serena*” (ítem 27), y “*Me afectan tanto los engaños, que no puedo olvidarlos*” por “*Me afectan tanto las desilusiones que no puedo olvidarlas*” (ítem 28).

Estadísticos descriptivos y confiabilidad

Se calcularon las medias y desviación estándar en cada subescala y se evaluó el supuesto de normalidad multivariada (para ver las correlaciones entre ítems, véase el Material Suplementario). La confiabilidad se evaluó por medio de la consistencia interna, que contempla el grado en que los ítems de la escala correlacionan entre sí, es decir, que tanto miden el mismo constructo (Campo-Arías y Oviedo, 2008). Se analizó cada subescala con alfa de Cronbach considerando valores sobre .70 como indicadores de confiabilidad aceptable (Frías-Navarro, 2022), y el alfa ordinal, cuyo uso ha mostrado ser adecuado cuando los datos son ordinales y no cumplen con los supuestos de alfa de Cronbach (Espinoza y Novoa-Muñoz, 2018). Todos los estadísticos fueron calculados en RStudio (Posit Team, 2024).

Las medias y desviación estándar del STAI-E y STAI-R se reportan en la Tabla 1 y la Tabla 2, respectivamente. Se invirtieron los ítems negativos antes de reportar los estadísticos descriptivos de cada ítem con el fin de que un puntaje mayor representara mayor ansiedad. La media para el puntaje total de la subescala STAI-E fue de 27.8 ($DT = 13.0$), mientras que para STAI-R la media fue de 30.7 ($DT = 12.9$). En el caso de STAI-E, las medias de la mayoría de los ítems se ubicó alrededor de un valor intermedio, con excepción de algunos promedios más extremos, como es el caso del ítem 18 (“Me siento aturdido y sobreexcitado”) con el promedio más bajo (0.72) y el ítem 8 (“Me siento descansado”) con el promedio más alto (1.95). En STAI-R, los promedios también se encontraron en valores intermedios, siendo el ítem más extremo el 26 (“Me siento descansado”; $M = 1.99$).

Tabla 1. *Estadísticos Descriptivos del STAI-E*

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>
1. Me siento calmado/a.*	1.56	0.76
2. Me siento seguro/a. *	1.51	0.90
3. Estoy tenso/a.	1.32	0.94
4. Estoy insatisfecho/a (incómodo/a)	1.16	0.92
5. Me siento cómodo/a (a gusto). *	1.54	0.81
6. Me siento alterado/a.	1.57	1.06
7. Me siento preocupado/a ahora por posibles desgracias futuras.	.74	0.87
8. Me siento descansado/a. *	1.95	0.88
9. Me siento angustiado/a.	1.23	0.99
10. Me siento confortable *	1.72	0.81
11. Tengo confianza en mí mismo/a. *	1.39	0.90

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>
12. Me siento nervioso/a.	1.23	1.02
13. Estoy inquieto/a.	1.21	0.97
14. Me siento muy oprimido/a.	.92	0.99
15. Estoy relajado/a. *	1.83	0.85
16. Me siento satisfecho/a. *	1.75	0.87
17. Estoy preocupado/a.	1.47	0.96
18. Me siento aturdido/a y sobreexcitado/a.	.72	0.91
19. Me siento alegre.*	1.65	0.81
20. En este momento me siento bien.*	1.44	0.84
Total	27.8	13.0

*Nota: M = Media; DT = Desviación Estándar. *Indica que los ítems fueron invertidos.*

Tabla 2. Estadísticos Descriptivos del STAI-R

STAI-R	<i>M</i>	<i>DT</i>
21. Me siento bien.*	1.51	0.76
22. Me canso rápidamente.	1.65	0.94
23. Siento ganas de llorar.	1.16	1.02
24. Me gustaría ser tan feliz como otros.	1.54	1.14
25. Pierdo oportunidades por no decidirme pronto.	1.35	1.02
26. Me siento descansado/a.*	1.99	0.80
27. Soy una persona tranquila y serena.*	1.47	0.87
28. Veo que las dificultades se amontonan y no puedo con ellas.	1.34	1
29. Me preocupo demasiado por cada cosa sin importancia.	1.34	1.05
30. Soy feliz.*	1.46	0.82
31. Suelo tomar las cosas demasiado seriamente.	1.80	0.87
32. Me falta confianza en mí mismo/a.	1.46	1.07
33. Me siento seguro/a.*	1.67	0.84
34. Evito enfrentarme a las crisis o dificultades.	1.37	0.99
35. Me siento triste (melancólico/a).	1.35	1.05

STAI-R	<i>M</i>	<i>DT</i>
36. Estoy satisfecho/a.*	1.74	0.77
37. Me rondan y molestan pensamientos sin importancia	1.59	1.02
38. Me afectan tanto las desilusiones que no puedo olvidarlas.	1.54	1.09
39. Soy una persona estable.*	1.50	0.81
40. Cuando pienso sobre asuntos y preocupaciones actuales, me pongo tenso/a y agitado/a.	1.75	0.94
Total	30.7	12.9

*Nota: M = Media; DT = Desviación Estándar. *Indica que los ítems fueron invertidos.*

Para evaluar el cumplimiento del supuesto de normalidad multivariada se llevó a cabo una prueba de Mardia (1974) con cada subescala, no encontrándose evidencia de normalidad multivariante en el STAI-E (asimetría: $b = 2408$, $p < .001$; Curtosis: $b = 15.3$, $p = .00$) ni en el STAI-R (asimetría: $b = 2064$, $p < .001$; Curtosis: $b = 9.56$, $p = .00$). En conclusión, no puede asumirse una distribución normal de los datos, resultado esperado porque es un supuesto fácilmente violado en datos ordinales (Wirth y Edwards, 2007), y al utilizar el estimador WLSVM no es necesaria una distribución normal. En cuanto a los coeficientes de consistencia interna, el STAI-E y el STAI-R reportan muy buena confiabilidad por medio del coeficiente de alfa de Cronbach (.95 y .94, respectivamente) y el coeficiente alfa ordinal (.96 y .95, respectivamente).

Estructura factorial

Considerando que el AFE realizado por Vera-Villaroel et al. (2007) encontraron dos factores por cada subescala, en el que un factor agrupa a los ítems sobre presencia de ansiedad y el otro incluye ítems sobre ausencia de ansiedad. Puesto que este mismo modelo ha mostrado evidencia en otras poblaciones, se consideró adecuado aplicar un AFC de su estructura factorial. Por otra parte, también se analizó el modelo originalmente planteado de un factor por subescala (ansiedad-estado y ansiedad-rasgo), el modelo bifactorial que incluye un factor general (ansiedad-estado o ansiedad-rasgo) que correlaciona con todos los ítems de la subescala y 2 factores específicos en los que los ítems se agrupan dependiendo de la polaridad.

Los AFC fueron realizados en Mplus v. 7 (Muthén y Muthén, 1998-2015). Se utilizó el estimador de Mínimos Cuadrados Ponderados con media y varianza ajustada (WLSVM) porque, con el uso de matrices policóricas, ha mostrado ser un método más apropiado con datos ordinales y problemas de normalidad (Asún et al., 2016; Finney et al., 2016). Para evaluar la bondad de ajuste de los modelos se utilizaron los siguientes índices con sus respectivos puntajes de corte para considerarse adecuados según Hu y Bentler (1999): Error

de Aproximación Cuadrático Medio (RMSEA; cercano o menor a .06, aunque también se ha sugerido que valores de .08 o inferiores pueden considerarse aceptables [MacCallum et al., 1996]); Índice de Ajuste Comparativo (CFI; cercano o mayor a .95) e Índice de Tucker-Lewis (TLI; cercano o mayor a .95). También se reportó el valor de Chi-cuadrado (χ^2) aunque no siempre es confiable, pues tiende a mostrar diferencias significativas basadas en el tamaño muestral y cuando no se cumple la normalidad multivariada (Matsunaga, 2010; véase también Ropovik, 2015). Una medida alternativa es evaluar el valor de la división de χ^2 por los grados de libertad, considerándose valores menores a 2 y 3 para un ajuste “bueno” y “aceptable”, respectivamente (Schermelleh-Engel et al., 2003). Finalmente, se consultó el Promedio de los Residuales Ponderado (WRMR). En este caso, un resultado inferior a 1 refleja un buen modelo con variables ordinales (DiStefano et al., 2017).

STAI-E

Los índices de bondad de ajuste obtenidos para los modelos de la subescala STAI-E se presentan en la Tabla 3. El modelo de un factor mostró el peor nivel de ajuste, ya que no alcanzó el puntaje de corte para ninguno de los índices considerados, aunque los valores no se alejan mucho de estos puntajes. El modelo de dos factores mostró un buen nivel de ajuste en algunos índices; no así en el χ^2 /gl (no obstante, puede considerarse aceptable), el WRMR (1.08) o el RMSEA (.08). En cambio, el modelo bifactorial fue el que mostró índices elevados en el CFI, el TLI y el WRMR y con valores aceptables para el χ^2 /gl (2.03) y el RMSEA (.063). Todos los modelos tuvieron un χ^2 significativo.

Tabla 3. *Índices de Bondad de Ajuste de los Modelos del STAI-E*

Modelo	χ^2	gl	χ^2 /gl (<2)	CFI (>.95)	TLI (>.95)	RMSEA [IC 95%] (<0.06)	WRMR (<1)
1 factor	816*	170	4.80	.94	.93	0.122 [0.113 – 0.130]	1.55
2 factores	451*	169	2.67	.97	.97	0.081 [0.072 – 0.090]	1.08
Bifactorial	304*	150	2.03	.99	.98	0.063 [0.053 – 0.073]	0.77

Nota: χ^2 = Chi-cuadrado; gl = Grados de libertad; CFI = Índice de ajuste comparativo; TLI = Índice de Tucker Lewis; RMSEA = Error de Aproximación Cuadrático Medio; WRMR = Promedio de los residuales ponderado; * indica $p < .01$.

En la Tabla 4 se reportan las cargas factoriales y coeficientes de determinación (R^2) del modelo bifactorial. Si bien el modelo de dos factores obtuvo cargas factoriales adecuadas (véase el Material Suplementario las cargas y R^2 de los modelos de 2 factores en STAI-E y STAI-R), en el caso del bifactorial aparecen dos cargas factoriales no significativas. Específicamente, el ítem 2 (“Me siento seguro”) asociado al factor específico de ítems

negativos y el ítem 4 (“Estoy insatisfecho [incómodo]”) asociado al factor de ítems positivos. Por otro lado, el ítem 19 (“Me siento alegre”) presenta una carga más alta en el factor específico de ítems negativos que en el factor general de ansiedad-estado.

Tabla 4. *Cargas factoriales y coeficientes de determinación del modelo bifactorial de STAI-E*

Ítems	Factor de ítems positivos	Factor de ítems negativos	Factor general de ansiedad	R^2
1		.17	.81	.68
2		.06	.81	.66
3	.37		.71	.64
4	.06		.76	.58
5		.20	.83	.73
6	.37		.67	.59
7	.32		.77	.69
8		.33	.55	.41
9	.34		.79	.74
10	.48		.74	.78
11		.38	.59	.49
12	.44		.78	.80
13	.52		.69	.74
14	.21		.76	.61
15		.34	.86	.85
16		.42	.63	.57
17	.46		.74	.76
18	.41		.60	.53
19		.63	.59	.75
20		.41	.80	.80

Nota: R^2 = Coeficiente de determinación.

STAI-R

Los índices de bondad de ajuste para los modelos de la subescala STAI-R se presentan en la Tabla 5. El modelo de un factor mostró el peor nivel de ajuste ya que no alcanzó el puntaje de corte para ninguno de los índices de ajuste. El modelo de dos factores reportó un buen nivel de ajuste para el CFI y el TLI (.95). En el caso del χ^2 /gl su resultado es aceptable (2.91). Al igual que en el STAI-E, el modelo bifactorial evidenció índices muy altos en el CFI, TLI y WRMR. Por su parte, el χ^2 /gl y el RMSEA obtuvieron valores aceptables. Todos los modelos tuvieron un χ^2 significativo.

Tabla 5. *Índices de Bondad de Ajuste de los Modelos del STAI-R*

Modelo	χ^2	gl	χ^2 /gl (<2)	CFI (>.95)	TLI (>.95)	RMSEA [IC 95%] (<0.6)	WRMR (<1)
1 factor	785*	170	4.62	.91	.90	0.119 [0.110 – 0.127]	1.61
2 factores	492*	169	2.91	.95	.95	0.086 [0.077 - 0.095]	1.18
Bifactorial	331*	150	2.21	.97	.97	0.069 [0.059 – 0.079]	0.81

Nota: χ^2 = Chi-cuadrado; gl = Grados de libertad; CFI = Índice de ajuste comparativo; TLI = Índice de Tucker Lewis; RMSEA = Error de Aproximación Cuadrático Medio; WRMR = Promedio de los residuales ponderado; * indica $p < .01$.

En la Tabla 6 se muestran las cargas factoriales y R^2 para el modelo de bifactorial del STAI-R. Se observan cargas factoriales no significativas para los ítems 22 (“Me canso rápidamente”), 23 (“Siento ganas de llorar”) y 35 (“Me siento triste y melancólico”). Además, los ítems 27 (“Soy una persona tranquila y serena”), 29 (“Me preocupo demasiado por cada cosa sin importancia”) y 34 (“Evito enfrentarme a las crisis o dificultades”) muestran una mayor carga factorial superior en sus respectivos factores específicos en comparación a las que tienen en el factor general de ansiedad. Por otra parte, las cargas del ítem 31 (“Suelo tomar las cosas demasiado seriamente”) son iguales en el factor específico y general.

Tabla 6. *Cargas factoriales y coeficientes de determinación del modelo bifactorial de STAI-R*

Ítems	Factor de ítems positivos	Factor de ítems negativos	Factor general de ansiedad	R^2
21		.43	.79	.81
22	.14		.61	.39
23	.07		.80	.64
24	.18		.70	.51

Ítems	Factor de ítems positivos	Factor de ítems negativos	Factor general de ansiedad	R^2
25	.43		.62	.57
26		.41	.65	.58
27		.50	.46	.46
28	.33		.76	.68
29	.68		.57	.77
30		.54	.69	.77
31	.43		.43	.37
32	.30		.71	.58
33		.38	.72	.66
34	.44		.43	.38
35	-.002		.89	.79
36		.52	.68	.73
37	.48		.69	.71
38	.33		.69	.59
39		.22	.76	.62
40	.44		.69	.67

Nota: R^2 = Coeficiente de determinación.

Índices auxiliares de modelos bifactoriales

Para aportar evidencia sobre el alcance de la multidimensionalidad en la estructura de las escalas STAIE- y STAI-R, se realizó un análisis exploratorio de índices auxiliares (Pretorius, 2021) con la calculadora de Dueber (2017) para índices bifactoriales. Los indicadores revisados fueron: el *Índice de Varianza Explicada Común* (ECV), que mide la proporción de la varianza común que es explicada por el factor general (Stucky y Edelen, 2015), el *Omega Jerárquico* (OmegaH), que evalúa cuánta de la varianza total de los ítems se debe a las diferencias individuales en el factor general. Los valores sobre .80 indican que el puntaje total es esencialmente unidimensional (Reise et al., 2013a) y el *Porcentaje de Correlaciones No Contaminadas* (PUC), que representa cuánto porcentaje de la covarianza es atribuible a la dimensión general (Dueber, 2017). Rodríguez et al. (2016) sugieren que cuando el ECV y el PUC son mayores que .70, la varianza común puede considerarse como

esencialmente unidimensional. Por otro lado, Reise et al. (2013b) afirman que con un PUC mayor a .80, ECV mayor a .60 y OmegaH mayor a .70, se puede inferir que la multidimensionalidad no es suficiente para descartar una interpretación del instrumento como principalmente unidimensional.

Los resultados para el STAI-E fueron: ECV = .79; OmegaH = .87; PUC = .52 y para el STAI-R: ECV = .74, OmegaH = .84; PUC = .48. Tomados en conjunto, estos resultados nos indican que ambas subescalas son principalmente unidimensionales, aunque con un componente relevante de multidimensionalidad, pues no alcanza los valores necesarios en PUC para ser considerado esencialmente unidimensional.

Percentiles

La distribución de los percentiles 25, 50 y 75 para la muestra total del STAI-E y STAI-R se calcularon en RStudio (Posit Team, 2024). Para el STAI-E el percentil 25 fue de 18 puntos, el percentil 50 de 29 puntos y el percentil 75 de 38 puntos. En el STAI-R el percentil 25 fue de 22 puntos, el percentil 50 de 31 puntos y el percentil 75 de 41 puntos.

Discusión

En comparación con el estudio de Vera-Villarroel et al. (2007), nuestros resultados permiten afirmar que se conservan propiedades psicométricas adecuadas del STAI en la población adulta de Santiago de Chile porque la consistencia interna fue alta y el modelo sugerido de dos factores mostró un ajuste aceptable.

La revisión de los resultados descriptivos nos permite observar un aumento en las medias del puntaje total de ambas subescalas al compararlas con los resultados del estudio de Vera-Villarroel et al. (2007). En el caso del STAI-E, la media fue de 27.8, es decir, 10 puntos más que en el estudio del 2007 (17.8). En el del STAI-R, la media fue de 30.7, mientras que en la del estudio del 2007 fue de 9 puntos menos (21.4). Esto puede interpretarse como un aumento en la prevalencia de ansiedad en esta población, pero también como un cambio en la sensibilidad del instrumento al medir este constructo. La evidencia no es clara respecto. Algunos estudios identifican un aumento importante de la ansiedad vinculado con el desarrollo socioeconómico y la urbanización (Javaid et al., 2023) o el aumento percibido al crecimiento de la población (Baxter et al., 2014). Otros investigadores plantean que el aumento de los puntajes en ansiedad puede responder a que más personas buscan tratamiento, pero también a la falta de estandarización en la metodología empleada para medir la ansiedad (Bandelows y Michaelis, 2015). En este sentido, el aumento de la ansiedad que se reporta en esta investigación, al ser una medida de autorreporte, podría explicarse por un mayor conocimiento respecto al concepto de ansiedad. Sin embargo, dado que la comparación de los puntajes con aquellos obtenidos por Vera-Villarroel et al. (2007) no fue parte de los

objetivos del estudio, no se controlaron variables que permitan interpretar con precisión estas diferencias.

La confiabilidad del instrumento demostró ser alta en la muestra en ambas subescalas del inventario. Los resultados para el STAI-E ($\alpha = .95$) y el STAI-R ($\alpha = .94$) reportan una alta confiabilidad del instrumento. Al revisar el alfa ordinal encontramos algunas variaciones (STAI-E: .96; STAI-R: .95). Este resultado es consistente con la literatura que plantea que el alfa ordinal es más útil para evaluar la confiabilidad de datos ordinales, porque el uso del alfa de Cronbach en escalas Likert puede producir una disminución ficticia en el coeficiente (Espinoza y Novoa-Muñoz, 2018).

Una de las principales críticas que se le ha hecho al STAI es la inestabilidad en sus factorizaciones (Guillén-Riquelme, 2014), ya que los estudios sobre su estructura muestran evidencia contradictoria respecto a si su naturaleza es unidimensional o multidimensional. Nuestros resultados son consistentes con investigaciones que sugieren, al menos, un aspecto multidimensional de cada subescala como lo encontrado por Vera-Villaroel et al. (2007). Si bien ninguno de los modelos pasó la prueba de χ^2 , los modelos de dos factores y, especialmente, los bifactoriales, obtuvieron mejores indicadores de ajuste que los modelos de un factor, aunque este resultado no fue excelente, sobre todo, en el STAI-R. Estos datos nos permiten confirmar que los ítems invertidos tienen un efecto metodológico (Vautier y Pohl, 2009) o bien que de este derivara en la medición de dos constructos diferenciados (ausencia y presencia de ansiedad) como sugieren Thomas y Cassady (2021) en el STAI-E. No obstante, también existe apoyo para un modelo unidimensional, pues las cargas factoriales son mayores en el factor general que en los específicos en ambas subescalas, con excepción de algunos ítems (la mayoría de estos en STAI-R). Esto sugiere que la multidimensionalidad del instrumento no respondería a la presencia de dos constructos diferentes, pues, cuando las cargas son similares entre factor general y específicos, se entiende que estos últimos representan constructos distintos al general que deberían ser evaluados con subpuntajes (Reise et al., 2010; Thomas y Cassady, 2021).

En el caso del STAI-E, el ítem 8 (“Me siento descansado”) obtuvo la menor carga en el factor general del modelo bifactorial seguido del ítem 11 (“Tengo confianza en mí mismo”), siendo estos además los ítems con el menor porcentaje de varianza explicada en todos los modelos. Es posible que el ítem 8 no haya permitido discriminar bien a las personas según sus puntajes en ansiedad, lo que es concordante con que es también el ítem con la media más alta del STAI-E. En cuanto al STAI-R, el modelo bifactorial, aunque estuvo en márgenes aceptables en la mayoría de los índices, presentó cargas factoriales con poca significancia en los factores específicos, además de ítems que tuvieron cargas menores en el factor general que en los específicos. Asimismo, los modelos con mejor ajuste tuvieron mejores resultados en el STAI-E que en el STAI-R, lo cual se puede relacionar con las críticas a esta subescala en particular, sugiriéndose que algunos ítems medirían depresión o incluso

que la subescala mide malestar general (Bados et al., 2010; Balsamo et al., 2013; Knowles y Olatunji, 2020). Además, esta subescala fue la que más cambió cuando la *Forma X* del inventario fue cambiada por la *Forma Y* (Guillén-Riquelme, 2014).

A pesar de que los modelos bifactoriales mostraron los mejores índices de bondad de ajuste, hay que tener en cuenta que este tipo de modelos tienden a sobreestimar el nivel de ajuste, incluso cuando no representan adecuadamente la estructura de los datos (Reise et al., 2023). Por tanto, se analizaron los índices auxiliares del modelo bifactorial, que aportan claridad para determinar si cada escala es esencialmente unidimensional o multidimensional, considerando que los modelos de un factor rara vez representan adecuadamente los datos cuando hay un gran número de ítems (Pretorius, 2021). Estos índices aportan evidencia de una predominancia del factor general de las subescalas, y, aunque no permiten considerarlas esencialmente unidimensionales, en conjunto con la evidencia revisada permite inferir que el STAI-E y el STAI-R miden un constructo general cada una, aunque no queda claro cuál es ese constructo en el STAI-R o si hay un efecto de método.

Las limitaciones del estudio se relacionan con el tamaño muestral. Si bien el número empleado acá es suficiente para realizar un AFC, es menor al ideal para estimar modelos con varios parámetros como un modelo bifactorial. Esto también influye en que no se puede dividir la muestra para realizar un AFE previo al AFC, por lo que futuras investigaciones deberían realizar ambos análisis para tener evidencia más contundente sobre su estructura factorial. Otra limitación ocurrió en la fase de adaptación en la que no se calcularon índices cuantitativos de validez de contenido, como el alfa de Krippendorff, lo que limita la solidez metodológica del juicio de expertos. En cuanto a futuros estudios, se podría evaluar una adaptación de la *Forma Y* del STAI para la población chilena. Por otra parte, debido a que se ha sugerido que los efectos del uso de ítems invertidos son “efímeros”, pues se observan en un porcentaje menor de participantes y no son constantes en el tiempo o entre instrumentos distintos (Ponce et al., 2023), sería adecuado estudiar con este método si los efectos de los ítems negativos en el STAI son sustanciales o no con el fin de considerar el modelo bifactorial más adecuado para representar a la población. Es relevante considerar que el uso de ítems invertidos puede ser problemático no solo en la estructura factorial de las escalas, sino que también en su interpretación, especialmente al medir constructos clínicamente relevantes (ver Zhang et al., 2016). En este sentido, podría ser beneficioso evaluar la posibilidad de adaptar la escala sin estos ítems y evaluar si se puede comportar indiscutiblemente como una escala unidimensional.

En conclusión, el STAI muestra propiedades psicométricas adecuadas para su uso en adultos de Santiago, con alta confiabilidad y evidencia de validez de constructo. Además, se observa un aumento en los puntajes del STAI al compararlo con el estudio previo en la misma población. Por otro lado, si bien el AFC no mostró modelos con ajuste excelente, los resultados se adecuan a la evidencia en Santiago y otros contextos, confirmando hasta cierto

punto que la estructura de cada subescala consta de dos factores dependientes de la polaridad del ítem.

Reconocimientos

Este estudio fue financiado por ANID / Fondecyt Regular / N° 1220797.

Referencias

- Asociación Chilena de Seguridad y la Universidad Católica. (2024). *Termómetro de la salud mental en Chile ACHS-UC: Novena ronda*. <https://bit.ly/3JiRcVB>
- Asún, R. A., Rdz-Navarro, K. y Alvarado, J. M. (2016). Developing multidimensional Likert scales using item factor analysis: The case of four-point items. *Sociological Methods & Research*, 45(1), 109-133. <https://doi.org/10.1177/0049124114566716>
- Bados, A., Gómez-Benito, J. y Balaguer, G. (2010). The state-trait anxiety inventory, Trait version: Does it really measure anxiety? *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 560–567. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.513295>
- Balsamo, M., Romanelli, R., Innamorati, M., Ciccarese, G., Carlucci, L. y Saggino, A. (2013). The state-trait anxiety inventory: Shadows and lights on its construct validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 35, 475–486. <https://doi.org/10.1007/s10862-013-9354-5>
- Bandelow, B. y Michaelis, S. (2015). Epidemiology of anxiety disorders in the 21st century. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17(3), 327-335. <https://doi.org/gjsh8x>
- Barlow, D.H. (2002). *Anxiety and its disorders: The nature and treatment of anxiety and panic* (2a ed). Guilford Press.
- Barlow, D. H., Durand, V. M. y Hofmann, S. G. (2018). *Abnormal Psychology: An Integrative Approach* (8a ed.). Cengage Learning.
- Baxter, A. J., Scott, K. M., Ferrari, A. J., Norman, R. E., Vos, T. y Whiteford, H. A. (2014). Challenging the myth of an “epidemic” of common mental disorders: trends in the global prevalence of anxiety and depression between 1990 and 2010. *Depression and Anxiety*, 31(6), 506-516. <https://doi.org/10.1002/da.22230>
- Bernstein, I.H. y Eveland, D. C. (1982). State vs trait anxiety: A case study in confirmatory factor analysis. *Personality and Individual Differences*, 3(4), 361–372. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(82\)90002-2](https://doi.org/10.1016/0191-8869(82)90002-2)
- Campo-Arias, A. y Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: La consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://doi.org/10.1590/S0124-00642008000500015>
- Cattell, R. B. y Scheier, I. H. (1961). *The meaning and measurement of neuroticism and anxiety*. Ronald.

- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N. y Shi, D. (2017). Examination of the Weighted Root Mean Square Residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453–466. <https://doi.org/gc7qs7>
- Dueber, D. M. (2017). *Bifactor indices calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models*. <https://doi.org/10.13023/edp.tool.01>
- Escobar-Pérez, J. y Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6, 27–36.
- Espinoza, S. C. y Novoa-Muñoz, F. (2018). Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 42, e65. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.65>
- Finney, S., DiStefano, C. y Kopp, J. P. (2016). Overview of estimation methods and preconditions for their application with structural equation modeling. En K. Schweizer y C. DiStefano (Eds.), *Principles and methods of test construction: Standards and recent advances* (pp. 135–165). Hogrefe Publishing.
- Fonseca-Pedrero, E., Paino, M., Sierra-Baigrie, S., Lemos-Giráldez, S., y Muniz, J. (2012). Propiedades psicométricas del «cuestionario de ansiedad estado-rasgo» (STAI) en universitarios. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 20(3), 547–561. <http://www.p3-info.es/PDF/PropiedadespsicometricasdelSTAI.pdf>
- Frías-Navarro, D. (2022). *Apuntes de estimación de la fiabilidad de consistencia interna de los ítems de un instrumento de medida*. Universidad de Valencia. <https://www.uv.es/friasnav/AlfaCronbach.pdf>
- González-Fraile, E., Domínguez-Panchón, A. I., Fernández-Catalina, P. y Gonçalves-Pereira, M. (2014). The different versions of the state-trait anxiety inventory. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental (English Edition)*, 7(3), 151–152. <https://doi.org/10.1016/j.rpsmen.2014.06.005>
- Guillén-Riquelme, A. (2014). *Validación de la adaptación española del State-trait Anxiety Inventory en diferentes muestras españolas* [Tesis de doctorado, Universidad de Granada]. <https://digibug.ugr.es/handle/10481/34045>
- Guillén-Riquelme, A. y Buela-Casal, G. (2011). Actualización psicométrica y funcionamiento diferencial de los ítems en el State-trait Anxiety Inventory (STAI). *Psicothema*, 23(3), 510–515. <https://bit.ly/4nbqJHk>
- Guillén-Riquelme, A., y Buela-Casal, G. (2015). Estructura factorial del Cuestionario de Ansiedad Estado-Riesgo (STAI) para pacientes diagnosticados con depresión. *Salud Mental*, 38(4), 293–298. <https://doi.org/10.17711/sm.0185-3325.2015.040>
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Javaid, S. F., Hashim, I. J., Hashim, M. J., Stip, E., Samad, M. A. y Ahbabi, A. A. (2023). Epidemiology of anxiety disorders: global burden and sociodemographic associations. *Middle East Current Psychiatry*, 30(1). <https://doi.org/10.1186/s43045-023-00315-3>
- Knowles, K. A. y Olatunji, B. O. (2020). Specificity of trait anxiety in anxiety and depression: Meta-analysis of the state-trait anxiety inventory. *Clinical Psychology Review*, 82, 101928. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101928>
- Kyriazos, T. A. (2018). Applied psychometrics: Sample size and sample power considerations in factor analysis (EFA, CFA) and SEM in general. *Psychology*, 9(8), 2207–2230. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126>
- Lagos-San Martín, N., Hermosilla-Cabrera, V., García-Fernández, J., Palma-Luengo, M., y Ossa-Cornejo, C. (2022). Evaluación de un programa de desarrollo personal para estudiantado chileno de educación secundaria. *Revista Electrónica Educare*, 26(3), 337-353. <https://doi.org/10.15359/ree.26-3.19>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W. y Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130–149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis intesting normality and robustness studies. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, 36, 115-128.
- Matsunaga, M. (2010). How to factor-analyze your data right: Do's, don'ts, and how-to's. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 97–110. <https://doi.org/gdvms5>
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus user's guide. Seventh Edition*. Muthén & Muthén.
- Ortuño-Sierra, J., García-Velasco, L., Inchausti, F., Debbané, M. y Fonseca-Pedrero, E. (2016). New approaches on the study of the psychometric properties of the STAI. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 44(3), 83–92.
- Ponce, F. P., Torres Irribarra, D., Vergés, A. y Arias, V. B. (2023). The ephemeral nature of wording effects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 125(6), 1472–1494. <https://doi.org/10.1037/pspp0000471>
- Posit Team. (2024). *RStudio: Integrated Development Environment for R (Version 2023.12.1+402)* [Computer software]. Posit Software, PBC. <http://www.posit.co/>
- Pretorius, T. (2021). Over reliance on model fit indices in confirmatory factor analyses may lead to incorrect inferences about bifactor models: A cautionary note. *African Journal of Psychological Assessment*, 3, a35. <https://doi.org/10.4102/ajopa.v3i0.35>
- Quezada-Scholz, V. E., Laborda, M. A., San Martín, C., Miguez, G., Alfaro, F., Mallea, J., y Díaz, F. (2022). Cued fear conditioning in humans using immersive Virtual Reality. *Learning And Motivation*, 78, 101803. <https://doi.org/10.1016/j.lmot.2022.101803>

- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E. y Haviland, M. G. (2013a). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129-140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Reise, S. P., Mansolf, M. y Haviland, M. G. (2023). Bifactor measuring models. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (2a ed., pp. 329-348). Guilford Press.
- Reise, S. P., Moore, T. M. y Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544–559. <https://doi.org/dhs432>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F. y Haviland, M. G. (2013b). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling a bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Reyes-Abarca, M. L. (2021). *Implementación de una intervención basada en la terapia de aceptación y compromiso para pacientes con dolor crónico adaptada al contexto del CRS Cordillera Oriente* [Tesis de maestría]. <https://doi.org/10.7764/tesisuc/psi/57948>
- Rodriguez, A., Reise, S. P. y Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223–237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Ropovik, I. (2015). A cautionary note on testing latent variable models. *Frontiers in Psychology*, 6, 1715. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01715>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research* 8(2), 23-74. <https://doi.org/10.23668/psycharchives.12784>
- Stucky, B. D. y Edelen, M. O. (2015). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. En S. P. Reise y D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (pp. 183-206). Routledge.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. y Lushene, R. (1970). *Manual for the state-trait anxiety inventory*. Consulting Psychologist Press.
- Spielberger, C. D. y Reheiser, E. C. (2009). Assessment of emotions: Anxiety, anger, depression, and curiosity. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 1, 271-302. <https://doi.org/10.1111/j.1758-0854.2009.01017.x>
- Thomas, C. L. y Cassady, J. C. (2021). Validation of the state version of the state-trait anxiety inventory in a university sample. *SAGE Open*, 11(3), 215824402110319. <https://doi.org/10.1177/21582440211031900>

- Vagg, P. R., Spielberger, C. D. y O'Hearn, T. P. (1980). Is the state-trait anxiety inventory multidimensional? *Personality and Individual Differences*, 1(3), 207–214. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(80\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0191-8869(80)90052-5)
- Vautier, S. y Pohl, S. (2009). Do balanced scales assess bipolar constructs? The case of the STAI scales. *Psychological Assessment*, 21(2), 187–193. <https://doi.org/10.1037/a0015312>
- Vera-Villaruel, P., Celis-Atenas, K., Córdova-Rubio, N., Buela-Casal, G. y Spielberger, C. (2007). Preliminary analysis and normative data of the state-trait anxiety inventory (STAI) in adolescent and adults of Santiago, Chile. *Terapia Psicológica*, 25(2), 155–162. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082007000200006>
- Vigneau, F. y Cormier, S. (2008). The factor structure of the state-trait anxiety inventory: An alternative view. *Journal of Personality Assessment*, 90(3), 280–285. <https://doi.org/10.1080/00223890701885027>
- Vinet, E. V., Rodríguez-Cancino, M., Sandoval-Dominguez, A., Rojas-Mora, P. y Saiz J. L. (2023). El empleo de test por psicólogos/as chilenos/as: Un inquietante panorama. *Psykhé* 32(1) 1–19. <https://doi.org/10.7764/psykhe.2020.25293>
- Wirth, R. J. y Edwards, M. C. (2007). Item factor analysis: current approaches and future directions. *Psychological Methods*, 12(1), 58–79. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.1.58>
- World Health Organization. (2017). *Depression and other common mental disorders: Global health estimates*. <https://bit.ly/3WdudOO>
- Zhang, X., Noor, R. y Savalei, V. (2016). Examining the effect of reverse worded items on the factor structure of the need for cognition scale. *PLoS ONE*, 11(6), e0157795. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0157795>
- Zsido, A. N., Teleki, S. A., Csokasi, K., Rozsa, S. y Bandi, S. A. (2020). Development of the short version of the spielberger state—trait anxiety inventory. *Psychiatry Research*, 291, 113223. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113223>

Para citar en APA 7

Ibacache-Ramírez, S., Quezada-Scholz, V., Laborda, M., San Martín, M. C., Alfaro, F., y Miguez, G. (2025). Estudio psicométrico del Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo en adultos de Santiago de Chile. *Terapia Psicológica (En línea)*, 43(3), 303-322. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082025000300303>



© 2025 Terapia Psicológica