


Análisis psicométrico del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en universitarios peruanos de Lima sur

Psychometric Analysis of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in Peruvian University
Students from South Lima

Miguel Angel Basauri Delgado


Universidad Femenina del Sagrado Corazón, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0002-9698-8089>

Correspondencia: miguel.basaurid@unife.pe

Diego Bernardo Chirio Aldazabal


Universidad Femenina del Sagrado Corazón, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0001-8244-6791>

Correo electrónico: diego.chirioa@unife.pe

Fernando Amador Colonia Zevallos

Universidad Femenina del Sagrado Corazón, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0002-6358-3552>

Correo electrónico: amador.coloniaz@unife.pe

Resumen

El objetivo del estudio fue realizar un análisis psicométrico del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) traducido por Vizioli y Pagano (2020) en 478 universitarios peruanos de Lima Sur, con edades de 17 a 33 años ($M = 24.1$; $DE = 5.24$). En los resultados se obtiene que el modelo bifactor presenta mejor ajuste ($X^2/gl = 1.54$, $CFI = .975$, $NNFI = .968$, $RMSEA = .048$, $SRMR = .058$) en comparación al modelo de dos factores. Se concluye que el mejor modelo factorial es el bifactor, asumiendo tanto una ansiedad general como dos factores: cognitivo y somático, considerándose como una evidencia sobre la que hay que continuar desarrollando investigación.

Palabras clave: Ansiedad, propiedades psicométricas, medición, universitarios.



Abstract

The aim of the study was to perform a psychometric analysis of the Beck Anxiety Inventory (BAI) translated by Vizioli and Pagano (2020) in 478 Peruvian university students from Lima Sur, aged 17 to 33 years ($M = 24.1$; $SD = 5.24$). The results showed that the bifactor model was a better fit ($X^2/df = 1.54$, $CFI = .975$, $NNFI = .968$, $RMSEA = .048$, $SRMR = .058$) in comparison to the 2-factor model. It was concluded that the best factorial model is the bifactor model, assuming both a general anxiety and two factors: cognitive and somatic, being considered as evidence for further research.

Keywords: Anxiety, psychometric properties, measurement, undergraduate students.

Introducción

En la atención primaria resulta conveniente tener instrumentos que permitan la identificación de desórdenes psicológicos (Latorre et al., 2012). La alta frecuencia de los trastornos de ansiedad reclama el desarrollo y revisión de herramientas para su evaluación (Lozano-Vargas & Vega-Dienstmaier, 2013). Incluso en el trastorno de ansiedad generalizada, más allá de hablar de una vulnerabilidad latente, hay vivencias básicas que favorecen la intolerancia a la incertidumbre y la preocupación excesiva (Resnic, 2007). En ese sentido, Beck desarrolló un modelo, quizás algo controvertido por un sector y muy apreciado por otro, primero para la depresión, exponiéndose así lo que se llegaría a conocer como terapia cognitiva o cognitiva-conductual para la depresión (Beck et al., 2010). Dicho modelo consideraba al procesamiento de la información como base y a partir de ello, trabajaría en otros problemas como la ira (Roncero et al., 2016), el consumo de sustancias psicoactivas (Beck et al., 1999) y la ansiedad (Clark, & Beck, 2010), siendo de este último,

donde surgiría uno de los instrumentos más empleados para su medición.

El modelo cognitivo manejado por Beck considera que el procesamiento de la información es el principal responsable de los sentimientos y pensamientos depresógenos, allí entran a figurar esquemas disfuncionales manifestados en pensamientos automáticos. Clark y Beck (2010) entenderían que el miedo es la respuesta emocional frente a un elemento amenazante, y la ansiedad es el estado negativo que experimenta el individuo por alguna amenaza real o potencial, es decir, del miedo aparecería la ansiedad como algo general, donde resaltan la importancia de la valoración que da el individuo sobre dicho evento, esto claramente explicado por el procesamiento de la información. Comentan que para entenderla como anormal o problemática, basta con ver las consecuencias que le generan al individuo, es decir, el miedo es normal en la vida, pero si aparece tantas veces que le genera desgaste en su desenvolvimiento cotidiano, se puede entender como un problema. La activación de creencias disfuncionales (esquemas) sumado a errores en el procesamiento de la

información, posibilitan que se realice una valoración como muy amenazante frente a un hecho que en realidad no representa un peligro real inminente (Sanz, 1992, 2014), dando así paso a la ansiedad que es el estado de sentimiento negativo evocado por algún miedo (Clark, & Beck, 2010).

Dicho instrumento constituye uno de los principales referentes en la medición de la ansiedad, y si bien es cierto hay análisis psicométricos sobre ello, se vio conveniente complementarlo con el presente reporte, pues este puede ser usado para la ansiedad, los indicadores de ansiedad generalizada y ataques de pánico (Piotrowski, & Gallant, 2009; Sanz, 2014), pues su versión en español cuenta con análisis semánticos apropiados (Beck, & Steer 2011; Magán et al., 2008; Sanz, 2014; Sanz, & Navarro, 2003; Sanz et al., 2012; Vizioli, & Pagano, 2020). Dentro del análisis psicométrico, llama la atención las diferentes propuestas de estructura factorial en distintos reportes para el Inventario BAI, pudiéndose encontrar las de Toledano-Toledano et al. (2020), Padros-Blasquez et al. (2020), Contreras et al. (2004), Sanz et al. (2012), Sanz y Navarro (2003), Magán et al. (2008) o Chapman et al. (2009); considerándose ello en el presente análisis. Por ello, este trabajo tiene por finalidad, realizar un análisis psicométrico del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en universitarios peruanos de Lima Sur.

Método

Diseño

La investigación contó con un diseño instrumental puesto que se analizan las

propiedades psicométricas de un instrumento de medición psicológica (Ato et al., 2013).

Participantes

La muestra estuvo conformada por 478 estudiantes (59.8% mujeres y 40.2% varones) de la carrera de psicología del I al XI ciclo de una universidad particular de Lima Sur, con edades que oscilaron entre los 17 a 33 años ($M = 24.1$, $DE = 5.24$). El muestreo fue no probabilístico y por conveniencia (Otzen, & Manterola, 2017). Así mismo, la muestra fue dividida de forma aleatorizada mediante el programa R Studio v.4.1.0 con el paquete *caret* v. 6.0-90, constituyéndose un primer grupo de 239 sujetos (61.5% mujeres y 38.5% varones) para determinar el análisis factorial exploratorio (AFE) y otros 239 con la segunda mitad de la muestra (58.2% mujeres y 41.8% varones) para el análisis factorial confirmatorio.

Instrumento

Se aplicó el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) elaborado por Beck et al. (1988) y traducido al español por Magán et al. (2008), Sanz y Navarro (2003), Sanz et al. (2012), Beck y Steer (2011), Sanz (2014) y Vizioli y Pagano (2020). Esta última versión fue la utilizada para la presente investigación. El instrumento cuenta con 21 ítems que determinan conductas problemáticas (cognitivas, motoras, emocionales o fisiológicas) para reconocer la ansiedad clínica, en especial identifica la sintomatología del trastorno ansiedad generalizada (TAG) y de los

ataques de pánico o crisis de angustia. Presenta una escala de tipo Likert de 4 alternativas de respuesta que va de 0 (Nada) a 3 (Leve) y un puntaje total de 0 a 63 puntos, clasificándose según la versión española de Beck y Steer (2011) como ansiedad mínima (0-7), leve (8-15), moderada (16-25) y grave (26-63). Cabe resaltar que no se encontraron revisiones psicométricas dentro del contexto peruano, sin embargo, fue analizada en 269 sujetos entre los 18 a 76 años de la ciudad de Buenos Aires (Argentina) por Vizioli y Pagano (2020), donde se evidencia una validez basada en la estructura interna para el modelo unifactorial ($X^2/gl = 1.93$, $CFI = .96$, $NNFI = .95$, $RMSEA = .06$, $SRMR = .07$) con adecuada fiabilidad por consistencia interna ($\alpha_{ordinal} = .93$ y $\omega_{ordinal} = .95$). Por el contrario, en otros estudios existen entre uno a seis modelos factoriales para el BAI (Bardhoshi et al., 2016)

Procedimiento

En primera instancia, se pidieron los permisos a los autores que adaptaron el BAI mediante un correo electrónico donde brindaron su aprobación. Luego, se trasladó el BAI a una modalidad virtual con la herramienta de *Google forms*, la cual brindó un hipervínculo que fue enviado mediante las redes sociales de Whatsapp y Facebook a los estudiantes de psicología de una universidad en Lima Sur que participaron de forma voluntaria y anónima, dando su conformidad dentro del consentimiento informado tal como refiere el artículo 24° del Colegio de Psicólogos del Perú (2017).

Análisis de datos

Los análisis se realizaron por medio del programa de acceso libre R Studio versión 4.1.0 en cinco etapas. La primera buscó determinar los datos descriptivos de los ítems, tales como media aritmética (M), desviación estándar (DE), porcentaje de respuesta, asimetría (g_1) y curtosis (g_2), siendo estas dos últimas necesarias para identificar la normalidad univariada (Nevitt, & Hancock, 2001), mientras que el coeficiente de curtosis de Mardia permitió el análisis de la normalidad multivariada (Rodríguez, & Ruíz, 2008). En la segunda etapa, se realizó el AFC con once modelos factoriales distintos encontrados en la literatura (Beck & Steer, 1991; Beck et al., 1988; Chapman et al., 2009; Contreras et al. 2004; Magán et al., 2008; Padrós-Blázquez et al., 2020; Sanz & Navarro, 2003; Osman et al., 1997; Sanz et al., 2012; Toledano-Toledano et al., 2020; Vizioli, & Pagano, 2020; Wetherell, & Areán, 1997;). El método utilizado para la estimación fue WLSMV debido al análisis de ítems con cinco opciones de respuesta (Freiberg et al., 2013). Los índices de bondad de ajuste calculados fueron el valor robusto del Chi-cuadrado (X^2), grados de libertad (gl), Chi-cuadrado relativo o normalizado (X^2/gl) con un ajuste adecuado al ser menor o igual a 3 (Ruiz et al., 2010). Para el índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice no normalizado de ajuste ($NNFI$) los valores deben ser superiores del .95. Mientras que para el error cuadrático medio de aproximación ($RMSEA$) se espera valores menores al .08 y para la raíz residual estandarizada cuadrática media ($SRMR$) puntuaciones cercanas a 0 (Escobedo et

al., 2016). Adicionalmente, se calculó el criterio de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano (BIC), existiendo mejor parsimonia para el modelo que cuenta con menor valor (Bentler, 1990). La fiabilidad por consistencia interna fue reportada mediante el coeficiente omega jerárquico para variables categóricas (ω_h -cat) (Flora, 2020).

En una tercera etapa se realizó el AFE puesto que los modelos confirmatorios analizados no contaron con adecuados índices de bondad de ajuste (Lloret-Segura et al., 2014), optando por dividir la muestra de forma aleatorizada en un primer grupo de 239 estudiantes. Consecuentemente, se identificó el valor del KMO y el test de esfericidad de Bartlett en base a una matriz de correlación policórica debido a una escala de medida con datos ordinales (Freiberg et al., 2013; Ledesma et al., 2019). El número de factores fue especificado por medio del análisis paralelo (Hayton et al., 2004), para luego utilizar un estimador de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y una rotación Oblimin por la relación entre las dimensiones (Ferrando, & Anguiano-Carrasco, 2010).

Una vez demostrada la estructura factorial de los ítems del BAI, dentro de una cuarta etapa se procedió a determinar el AFC con la segunda mitad de la muestra de 239 universitarios, reconociendo el uso del estimador WLSMV por contar con datos no normales, calculándose los índices de ajuste mencionados con anterioridad (X^2 , gl , X^2/gl , CFI , $NNFI$, $RMSEA$, $SRMR$, AIC , BIC). Así mismo, se añade los valores de confiabilidad mediante el coeficiente

omega (ω) para evaluar la consistencia interna del modelo de dos factores y de un factor, mientras que para los modelos confirmatorios se presentaron los valores del coeficiente omega jerárquico - categórico (ω_h -cat).

En la quinta etapa se evaluó el análisis de invarianza factorial del BAI respecto al sexo, donde se procedió a demostrar el ajuste de ambos grupos de forma separada, tanto para hombres como para mujeres. Además, de forma gradual se fueron aplicando restricciones de igualdad de parámetros para la invarianza configural, la invarianza métrica y la invarianza fuerte. Para demostrar la invarianza factorial se consideró la diferencia del ΔCFI ($> .01$) y $\Delta SRMR$ ($> .03$) (Chen, 2007) y las diferencias de las medias latentes para hombres y mujeres (Dimitrov, 2010).

Los análisis fueron realizados con los paquetes *psych* 2.1.9 (Revelle, 2018) y *MBESS* 4.8.0 (Kelley, 2019) para el análisis de los datos, la confiabilidad y la identificación del AFE; *lavaan* 0.6-9 (Rosseel, 2012) para el análisis de los diferentes modelos factoriales, *semPlot* 1.1.2 (Epskamp et al., 2019) y *semTools* (Jorgensen et al., 2018) para el análisis de los modelos y gráficos del AFC, así como el análisis de las matriz policóricas.

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

En la Tabla 1 se observa el análisis preliminar de los ítems del BAI, donde se reconoce que el ítem 2 tuvo un mayor valor

promedio ($M = 2.25$, $DE = 0.84$). Para los porcentajes de respuesta se identificó una mayor representatividad en las alternativas 1 (Nada) y 2 (Leve), interpretándose como un posible efecto suelo. Mientras que para la asimetría (g_1) y curtosis (g_2) los valores fueron superiores a ± 1.5 para algunos ítems, confirmando la existencia de una distribución no-normal (Ferrando, & Anguiano-Carrasco, 2010). De forma

semejante, en el coeficiente de curtosis de Mardia se obtuvo un valor mayor a 70 ($b_2d = 573.43$; $z = 31.8$; $p < .001$), es decir, no existió normalidad multivariada (Rodríguez, & Ruíz, 2008). Respecto a la correlación ítem-test corregida ($ritc$) se obtuvo valores entre .35 a .66, los que confirman la existencia de homogeneidad ($> .30$) y carencia de multicolinealidad ($< .95$) (Kline, 2011).

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos de los ítems del BAI

Ítem	M	DE	Porcentaje de respuesta				g_1	g_2	ritc
			0	1	2	3			
Ítem 1	0.72	0.79	46	37	14	3	0.84	-0.01	.37
Ítem 2	1.25	0.84	20	42	32	6	0.15	-0.65	.38
Ítem 3	0.53	0.77	63	23	12	2	1.25	0.57	.42
Ítem 4	1.16	0.87	24	41	28	6	0.26	-0.69	.49
Ítem 5	1.06	0.88	31	38	27	5	0.32	-0.81	.56
Ítem 6	0.87	0.84	38	41	16	5	0.72	-0.17	.62
Ítem 7	0.63	0.74	52	33	13	1	0.84	-0.29	.52
Ítem 8	0.91	0.86	38	37	21	4	0.53	-0.64	.57
Ítem 9	0.77	0.76	41	43	14	2	0.70	-0.09	.60
Ítem 10	1.00	0.80	28	49	19	4	0.49	-0.20	.66
Ítem 11	0.94	0.84	32	49	13	7	0.78	0.20	.56
Ítem 12	0.48	0.74	65	25	8	2	1.49	1.57	.63
Ítem 13	0.90	0.69	28	55	16	1	0.36	-0.15	.53
Ítem 14	0.64	0.82	54	31	12	3	1.10	0.44	.62
Ítem 15	0.41	0.73	71	19	7	3	1.81	2.64	.61
Ítem 16	0.37	0.71	74	17	7	2	1.94	3.08	.53
Ítem 17	0.62	0.78	53	36	8	3	1.19	0.99	.56
Ítem 18	0.58	0.77	57	31	10	3	1.20	0.77	.35
Ítem 19	0.34	0.68	76	16	6	2	2.10	3.93	.47
Ítem 20	0.51	0.70	59	32	7	2	1.31	1.41	.44
Ítem 21	0.67	0.80	51	35	11	3	1.06	0.50	.49

Nota: M = media, DE = desviación estándar, 0 = nada, 1 = leve, 2 = regular, 3 = fuerte, g_1 = asimetría, g_2 = curtosis, ritc = correlación ítem-test corregida.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Se realizó el AFC para el BAI con un método robusto del estimador WLSMV y el uso de una matriz de correlación policórica (Freiberg et al., 2013). Se analizaron once estructuras diferenciadas para el BAI, conformados por: un modelo unidimensional (Magán et al., 2008; Vizioli y Pagano, 2020), siete modelos de dos factores, junto con una propuesta de modelos bifactor (Beck et al., 1988; Chapman et al., 2009; Contreras et al. 2004; Magán et al., 2008; Padrós-Blázquez et al., 2020; Sanz, & Navarro, 2003; Sanz et al., 2012; Toledano-Toledano et al., 2020), un modelo de tres factores (Wetherell, & Areán, 1997) y dos modelos de cuatro factores (Beck, & Steer, 1991; Osman et al., 1997). Dentro del análisis de los índices de bondad de ajuste, en la Tabla 2 se reconoce la existencia de un mejor ajuste en el modelo M8 con 11 ítems y dos factores ($X^2/gl = 3.77$, CFI = .962, NNFI = .951, RMSEA = .076, SRMR = .059). Así mismo, la mayoría de modelos de dos factores también contaron con índices de ajuste óptimos (M2B, M4B, M5B,

M6B, M7B, y M8B). Los otros modelos factoriales no llegaron a ajustarse dentro de los criterios aceptables, incluso los valores de correlación entre residuales no fueron lo suficientemente elevadas para su re-especificación. De forma semejante, el modelo de tres factores (M9) y el de cuatro factores (M10 y M11) contaron con una correlación interfactorial elevada entre sus dimensiones.

En la Tabla 3 se aprecian las cargas factoriales para cada modelo mencionado anteriormente, además, se evidencia que dentro de los diferentes modelos bifactor la varianza explicada común (ECV) fue mayor al .70 y el porcentaje de correlación no contaminado (PUC) menor al .60, los cuales demuestran que podría forzarse un modelo unidimensional (Domínguez-Lara, & Rodríguez, 2017). En cuanto a la confiabilidad, fue por consistencia interna y se utilizó el omega jerárquico-categorico (ω h-cat) que demuestra valores elevados para los modelos bifactor (>.70) confirmando la unidimensionalidad (Reise et al., 2013).

Tabla 2.
Índices de bondad de ajuste de distintos modelos factoriales del BAI

Modelos	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	NNFI	RMSEA	IC 90%	SRMR	AIC	BIC
M1 = 1 factor (Magán et al., 2008; Vizioli y Pagano, 2020)	611.40	189	3.23	.930	.923	.068	[.062, .075]	.073	20694.01	20881.65
M2 = 2 factores (Padros-Blasquez et al., 2020; Contreras et al., 2004)	591.66	188	3.15	.933	.926	.067	[.061, .073]	.072	21312.78	21487.91
M2B = Bifactor - 2 factores (Padros-Blasquez et al., 2020; Contreras et al., 2004)	436.32	168	2.60	.956	.945	.058	[.051, .065]	.058	20605.41	20868.09
M3 = 2 factores (Beck et al., 1988)	607.83	188	3.23	.931	.923	.068	[.062, .075]	.073	20804.51	20983.81
M3B = Bifactor - 2 factores (Beck et al., 1988)	481.98	168	2.87	.948	.935	.063	[.056, .069]	.062	20647.44	20910.13
M4 = 2 factores (Sanz et al., 2012)	574.42	188	3.06	.936	.939	.066	[0.06, .072]	.071	20761.27	20940.56
M4B = Bifactor - 2 factores (Sanz et al., 2012)	430.79	168	2.56	.957	.946	.057	[.051, .064]	.059	20605.24	20867.92
M5 = 2 factores (Sanz y Navarro, 2003)	563.05	188	2.99	.938	.931	.065	[.059, .071]	.070	20743.91	20923.20
M5B = Bifactor - 2 factores (Sanz y Navarro, 2003)	439.43	168	2.62	.955	.944	.058	[.052, .065]	.059	20615.93	20878.62
M6 = 2 factores (Magán et al., 2008)	559.71	188	2.98	.939	.932	.064	[.058, .071]	.070	20734.14	20913.43
M6B = Bifactor - 2 factores (Magán et al., 2008)	440.50	168	2.62	.955	.943	.058	[.052, .065]	.059	20616.16	20878.85
M7 = 2 factores sin ítem 12 y 13 (Chapman et al., 2009)	478.61	151	3.17	.937	.928	.067	[.061, .074]	.071	19071.15	19233.77
M7B = Bifactor - 2 factores sin ítem 12 y 13 (Chapman et al., 2009)	360.16	133	2.71	.956	.943	.060	[.052, .067]	.058	18955.67	19193.34
M8 = 2 factores 11 ítems (Toledano-Toledano et al., 2020)	162.21	43	3.77	.962	.951	.076	[.064, .089]	.059	11092.09	11187.99
M8B = Bifactor - 2 factores 11 ítems (Toledano-Toledano et al., 2020)	97.03	33	2.94	.979	.966	.064	[.049, .079]	.041	11040.68	11178.27

M ₉ = 3 factores (Wetherell & Arellan, 1997)	582.87	186	3.13	.935	.926	.067	[.061, .073]	.072	20772.48	20960.11
M ₁₀ = 4 factores (Beck y Steer, 1991)	534.70	183	2.92	.942	.963	.063	[.057, .070]	.068	20713.84	20913.98
M ₁₁ = 4 factores (Díaz-Barriga y González-Celis, 2019)	550.01	183	3.01	.939	.931	.065	[.059, .071]	.069	20744.35	20944.49

Nota: X₂ = Chi-cuadrado, gl = grados de libertad, CFI = índice de ajuste comparativo, NNFI = índice no normalizado de ajuste, RMSEA = error medio cuadrático de aproximación, IC = intervalos de confianza, SRMR = raíz residual estandarizada cuadrática media, AIC = criterio de Akaike, BIC = criterio de información bayesiano.

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Debido a que los modelos anteriormente revisados no contaron con un buen ajuste de estructura interna, a excepción del propuesto por Toledano-Toledano et al. (2020) con 11 ítems y los modelos bifactor que por lo general presentan valores elevados (Gignac, 2016), se optó por realizar un AFE con el primer grupo de estudiantes (n₁= 239). Se identificaron los índices de adecuación muestral como el KMO (.830) y el test de esfericidad de Batlett (X₂= 2812.10; gl= 210; p < .001) que demostraron valores de factorización aceptables. Para conocer el número de factores se utilizó el análisis paralelo (AP), encontrándose la existencia de dos dimensiones que fueron contrastadas por medio del gráfico de sedimentación. Además, se utilizó un método robusto con un estimador de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) debido a contar con ítems ordinales (Freiberg et al., 2013), la rotación fue Oblimin por la existencia de correlación entre el factor cognitivo y somático (.61), donde la primera dimensión explica el 23% del VEA y el segundo

factor un 20%, con cargas factoriales que oscilaron entre .34 a .86 y valores de confiabilidad de .82 y .81. También se consideró el modelo unifactorial, el cual mantuvo una varianza de 38%, con ciertas cargas factoriales mayores que el modelo de dos factores (.41 a .75) y fiabilidad de .91 (Ver Tabla 4).

Con la segunda mitad de la muestra (n₂ = 239) se realizó el AFC para el nuevo modelo obtenido por el análisis exploratorio, utilizando un estimador WLSMV robusto, en el cual se encontró adecuados índices de ajuste para el modelo de dos factores oblicuos (X₂/gl = 1.64, CFI = .967, NNFI = .963, RMSEA = .052, SRMR = .068), con una correlación interfactorial de .81, la cual demuestra la existencia de un posible modelo bifactor. Respecto a dicho análisis, se reconocieron índices de ajuste considerables (X₂/gl = 1.54, CFI = .975, NNFI = .968, RMSEA = .048, SRMR = .058) y una fiabilidad de .83 para el factor general. Sin embargo, también se reconocieron valores que demuestran la unidimensionalidad para el modelo bifactor (ECV= .760, PUC= .524, HG= .946).

Tabla 3.
Saturaciones factoriales de los modelos evaluados del BAI (n = 478)

Ítems	M1	M2	M2B	M3	M3B	M4	M4B	M5	M5B	M6	M6B	M7	M7B	M8	M8B	M9	M10	M11
1	.46 u	.48/-.08 su	.47 su	.46 su	.47/-13 su	.47 su	.48/-.08 su	.47 su	.50/-10 su	.47 co	.49/-10 co	.48 su	.49/-10 su	-	-	.46 so	.46 ne	.46 ne
2	.45 u	.46 so	.43/.16 su	.45 su	.42/.22 su	.45 su	.44/.11 su	.46 su	.43/.15 su	.46 co	.43/.14 co	.45 su	.42/.19 su	-	-	.45 so	.53 au	.55 va
3	.53 u	.55 so	.48/.35 su	.53 su	.47/.44 su	.54 su	.49/.30 su	.54 su	.48/.33 su	.54 co	.48/.31 co	.51 su	.47/.21 su	.50 ps	.34/.64 ps	.53 so	.53 ne	.53 ne
4	.57 u	.57 su	.56/.15 so	.57 so	.54/.43 so	.58 su	.61/.22 su	.58 so	.66/.15 so	.58 so	.56/.16 so	.59 so	.57/.13 so	-	-	.58 co	.59 su	.58 su
5	.66 u	.66 su	.64/.19 so	.66 so	.64/.27 so	.68 so	.64/.18 so	.68 so	.64/.21 so	.67 so	.64/.23 so	.68 so	.64/.21 so	.68 em	.69/.02 em	.67 co	.68 su	.67 su
6	.68 u	.71 so	.67/.20 su	.69 su	.66/.19 su	.70 su	.69/.19 su	.70 su	.66/.21 su	.70 co	.67/.21 co	.71 su	.68/.20 su	.71 ps	.63/.31 ps	.69 so	.69 ne	.69 ne
7	.63 u	.64 su	.61/.24 su	.63 su	.60/.30 su	.64 su	.59/.31 su	.64 su	.59/.31 su	.65 co	.59/.30 co	.64 su	.59/.26 su	.66 ps	.56/.41 ps	.60 em	.64 pa	.60 au
8	.68 u	.68 su	.74/-.30 su	.68 su	.71/-.24 su	.70 so	.65/.26 so	.70 so	.65/.26 so	.69 so	.65/.27 so	.70 so	.66/.25 so	.72 em	.70/.13 em	.69 so	.68 ne	.69 su
9	.73 u	.73 su	.68/.44 so	.73 so	.72/.15 so	.75 so	.65/.60 so	.75 so	.65/.55 so	.74 so	.65/.55 so	.76 so	.66/.53 so	.79 em	.70/.78 em	.75 co	.76 su	.74 su
10	.76 u	.77 su	.73/.38 so	.77 so	.75/.25 so	.79 so	.73/.32 so	.79 so	.73/.34 so	.78 so	.72/.34 so	.78 so	.71/.37 so	.82 em	.79/.14 em	.79 co	.80 su	.78 su
11	.66 u	.67 su	.69/-.12 su	.66 so	.65/.22 so	.67 su	.70/-.17 su	.68 su	.71/-.12 su	.68 co	.71/-.14 co	.67 su	.70/-.13 su	.67 ps	.65/.05 ps	.63 em	.67 pa	.63 au
12	.76 u	.80 so	.73/.31 su	.77 su	.73/.34 su	.78 su	.73/.31 su	.78 su	.72/.33 su	.79 co	.73/.31 co	-	-	-	-	.77 so	.77 ne	.77 ne
13	.63 u	.65 so	.63/.05 su	.63 su	.62/.10 su	.64 su	.64/.01 su	.64 su	.64/.02 su	.64 so	.64/.04 so	-	-	-	-	.63 so	.63 ne	.63 ne
14	.73 u	.74 su	.75/-.03 so	.74 so	.73/.05 so	.75 so	.75/.01 so	.75 so	.76/.01 so	.75 so	.75/.02 so	.75 so	.76/-.01 so	-	-	.75 co	.76 su	.75 su
15	.75 u	.76 su	.72/.33 su	.76 so	.78/-.30 so	.77 su	.72/.33 su	.77 su	.71/.33 su	.78 co	.72/.32 co	.77 su	.72/.27 su	.75 ps	.65/.37 ps	.72 em	.76 pa	.72 au
16	.66 u	.67 su	.71/-.21 so	.67 so	.69/-.31 so	.68 so	.70/-.14 so	.68 so	.72/-.20 so	.68 so	.72/-.19 so	.67 so	.71/-.18 so	-	-	.68 co	.67 pa	.68 su
17	.68 u	.68 su	.64/.39 so	.68 su	.69/-.07 su	.70 so	.63/.38 so	.70 so	.63/.38 so	.70 so	.63/.40 so	.70 so	.62/.40 so	.72 em	.67/.22 em	.70 co	.71 su	.68 ne
18	.41 u	.42 so	.38/.22 su	.41 so	.42/-.16 so	.41 su	.38/.21 su	.42 su	.38/.21 su	.42 co	.38/.21 co	.43 su	.38/.26 su	-	-	.41 so	.48 au	.41 ne
19	.61 u	.61 su	.57/.29 su	.61 su	.60/.19 su	.61 su	.57/.31 su	.62 su	.56/.32 su	.62 co	.56/.31 co	.64 su	.57/.36 su	-	-	.61 so	.61 ne	.61 ne
20	.53 u	.55 so	.45/.47 su	.53 su	.48/.37 su	.54 su	.46/.47 su	.54 su	.44/.49 su	.54 co	.48/.49 co	.54 su	.44/.36 su	-	-	.53 so	.63 au	.66 va
21	.59 u	.61 su	.53/.44 su	.59 su	.54/.38 su	.60 su	.53/.41 su	.60 su	.52/.45 su	.60 co	.52/.45 co	.60 su	.52/.46 su	.58 ps	.50/.33 ps	.59 so	.71 au	.74 va

ECV	-	.82	-	.85	-	.81	-	.80	-	.73	-	-	-	-
PUC	-	.47	-	.51	-	.50	-	.52	-	.55	-	-	-	-
AVE	.40	SU =.38 SO =.50	-	SU =.37 SO =.45	-	SU =.38 SO =.50	-	SU =.35 SO =.50	-	ps =.43 em =.56	-	so =.35 co =.50 em =.43	su =.52 ne =.40 au =.35 va =.43	su =.50 ne =.37 au =.43 va =.43
ω	.92	SU =.87 SO =.84	-	SU =.84 SO =.85	-	SU =.85 SO =.86	-	SU =.86 SO =.85	-	ps =.75 em =.82	-	so =.81 co =.84 em =.60	su =.83 ne =.77 au =.61 va =.61	su =.84 ne =.76 au =.60 va =.61

Nota: u= unidimensional, su= subjetivo, so= somático, co= cognitivo, ps= psicológico, em= emocional, ne= neurofisiológico, au= autonómico, pa= pánico, va= vasomotor, /= simboliza las cargas factoriales del modelo bifactor, ECV= varianza común explicada, PUC= porcentaje de correlación no contaminada, AVE= varianza extraída promedio, ω h-cat= omega jerárquico-categorico.

Invarianza factorial

En la Tabla 5 se observan los resultados para un análisis factorial multigrupo, con el estimador WLSMV por los datos ordinales y un método robusto. En dicho análisis fue probado el modelo determinado por el AFE en los hombres ($n = 100$) y las mujeres ($n = 139$), de tal forma que el sexo femenino contó con mejores índices de ajuste ($X^2/gl = 1.59$, $CFI = .954$, $RMSEA = .065$, $SRMR = .087$) en comparación con el sexo masculino ($X^2/gl = 1.56$, $CFI = .944$, $RMSEA = .075$, $SRMR = .101$). Por consiguiente, al restringir las cargas factoriales el modelo general presentó variaciones mínimas para el índice de ajuste comparativo ($\Delta CFI < .01$) y la raíz estandarizada media cuadrática ($\Delta SRMR < .03$). Al comparar las medias latentes para ambos grupos y demostrar la invarianza fuerte se reconocieron diferencias para las interpretaciones de las puntuaciones del BAI tanto para hombres como mujeres ($p < .01$).

Discusión

A pesar que el BAI es el instrumento más utilizado para evaluar la ansiedad dentro de la práctica psicológica profesional (Piotrowski, & Gallant, 2009), no se encontraron estudios recientes que evidencien sus propiedades psicométricas en la población peruana. Por tal motivo, la presente investigación tuvo como objetivo demostrar una mayor evidencia en cuanto a la validez basada en la estructura interna, confiabilidad e invarianza factorial según el sexo en estudiantes universitarios de Lima Sur. El estudio estuvo desarrollado en cinco etapas, iniciando con el análisis preliminar de los ítems donde se demostró normalidad univariada para la mayoría de ítems (Ferrando, & Anguiano-Carrasco, 2010) y carente de normalidad multivariada (Rodríguez, & Ruíz, 2008).

Tabla 4.
Análisis exploratorio y confirmatorio del BAI

Ítems	Exploratorio (n1 = 239)					Confirmatorio (n2 = 239)				
	2 factores		1 factor			2 factores		Bifactor		
	co	so	h2	un	h2	co	so	FG	co	so
1	.54		.24	.41	.17	.52		.47	.18	
2	.34		.21	.46	.21	.45		.40	.17	
3		.43	.24	.47	.22		.60	.60		-.26
4	.75		.45	.54	.29	.59		.48	.33	
5	.73		.49	.61	.37	.72		.58	.42	
6		.41	.54	.74	.55		.67	.67		.18
7		.51	.41	.62	.39		.68	.68		-.10
8	.69		.51	.66	.43	.71		.54	.52	
9	.54		.47	.67	.45	.78		.57	.62	
10	.66		.57	.73	.53	.80		.65	.46	
11	.70		.51	.65	.42	.68		.58	.34	
12		.56	.55	.72	.52		.83	.84		-.30
13	.46		.48	.70	.48	.60		.51	.30	
14	.44		.56	.75	.56	.75		.67	.29	
15		.86	.62	.63	.40		.90	.90		.01
16		.57	.43	.62	.38		.77	.78		-.09
17	.46		.37	.60	.36	.75		.61	.46	
18		.41	.21	.43	.19		.42	.40		.52
19		.55	.51	.69	.48		.57	.56		.57
20		.63	.33	.46	.21		.62	.61		.21
21		.60	.37	.55	.30		.66	.66		.06
AVE	.23*	.20*		.38*		.46	.47	-	-	-
ω	.82	.81		.91		-	-	-	-	-
ω h-cat	-	-		-		.89	.85	.83	-	-

Nota: n1= primera mitad aleatorizada de la muestra total, n2= segunda mitad aleatorizada de la muestra total, u= unidimensional, co= cognitivo, so= somático, h2= communalidades, AVE= varianza extraída promedio, *= varianza explicada por el AFE, ω= coeficiente omega, ωh-cat= omega jerárquico-categorico.

Tabla 5.
Invarianza factorial del BAI entre hombres y mujeres

Modelo	X_2 (gl)	ΔX_2 (Δgl)	p	RMSEA [IC 90%]	CFI	SRMR	ΔCFI	$\Delta SRMR$
General	287.817 (169)	-	-	.054 [.043, .065]	.965	.069	-	-
Hombres	262.808 (169)	-	-	.057, .092 .065	.944	.101	-	-
Mujeres	267.918 (169)	-	-	.050, .080 .069	.954	.087	-	-
Configural	530.744 (338)	-	-	.058, .080 .071	.949	.093	-	-
Métrica	570.608 (356)	39.86 (18)	.001	.060, .082 .066	.943	.106	-.006	.007
Fuerte	593.008 (390)	22.40 (34)	1.00	.055, .077]	.947	.094	.004	-.005

Al notar una gran variedad de modelos factoriales propuestos para el BAI (Beck, & Steer, 1991; Beck et al., 1988; Contreras et al., 2004; Magán et al., 2008; Sanz y Navarro, 2003; Chapman et al., 2009; Osman et al., 1997; Padros-Blasquez et al., 2020; Sanz et al., 2012; Toledano-Toledano et al., 2020; Vizioli, & Pagano, 2020; Wetherell, & Areán, 1997;) se optó por realizar el AFC para determinar el modelo que cuenta con mejor ajuste. Dentro de dicho análisis, se reconoce el modelo propuesto por Toledano-Toledano et al. (2020) de 11 ítems y dos dimensiones ($X_2/gl = 3.77$, $CFI = .962$, $NNFI = .951$, $RMSEA = .076$, $SRMR = .059$). Sin embargo, Sanz (2014) identificó que no es recomendable eliminar algún ítem debido a que estos cuentan con una explicación adecuada para poder identificar los síntomas del

trastorno de ansiedad generalizada y ataques de pánico. Además, en los diferentes estudios también se reconoce una alta correlación interfactorial, implicando el uso de un modelo bifactor (Sanz et al., 2012; Toledano-Toledano et al., 2020). Motivo por el cual se demostraron los índices de ajuste para los modelos bifactor, entre los cuales se reconocen adecuados valores para los modelos planteados por Sanz et al. (2012), Sanz y Navarro (2003), Magán et al. (2008), Chapman et al. (2020) y Toledano-Toledano et al. (2020), reconociéndose medidas aceptables en el presente estudio (Escobedo et al., 2016; Ruiz et al., 2010). No obstante, al ejecutar un modelo bifactor los índices de bondad de ajuste tradicionales suelen incrementarse, incitando a valorar modelos de forma favorable cuando en realidad no

lo son (Domínguez-Lara, & Rodríguez, 2017), por tal motivo, se determinaron índices de ajuste adicionales (ECV, PUC y ω h-cat) que confirmaron la existencia de un modelo unifactorial debido a sus valores elevados.

Al contar con índices de ajuste por debajo de los valores aceptables ($CFI < .95$, $NNFI < .95$) se procedió a realizar un AFE para demostrar una nueva estructura factorial, notándose dos factores correlacionados que explicaron el 43% de la variable acumulada (VEA), con un 23% para el factor cognitivo y un 20% en somático. Así también, se utilizó el AFE para el modelo unifactorial, el cual explicó un 38% de VEA, con un valor de confiabilidad superior al modelo de dos factores. Luego, con la segunda mitad de la muestra se probó el modelo encontrado en el análisis estructural, utilizando el estimador WLSMV para identificar los índices de bondad de ajuste, los cuales demostraron valores aceptables (Escobedo et al., 2016; Ruiz et al., 2010). Sin embargo, el análisis de relación interfactorial confirmó la valoración de un modelo bifactor, requiriéndose el análisis de otros valores para considerar un factor general que explica mejor el constructo (ECV, PUC y ω h-cat) (Domínguez-Lara, & Rodríguez, 2017). Dentro de dicho análisis, se reconocieron valores que rechazaron el modelo bifactor y confirmaron la realización de un modelo unidimensional para el BAI.

Por último, se procedió a reportar la invarianza factorial según el sexo para el modelo de dos factores del BAI, encontrando la existencia de diferencias respecto a la

invarianza configural y métrica, notando que la estructura factorial puede ser variada tanto para hombres como para mujeres, favoreciendo su identificación por medio de grupos separados; así como recomienda Sanz (2014) al demostrar que las mujeres cuentan con una mayor ansiedad en comparación con los varones, favoreciendo un análisis de forma diferenciada.

En conclusión, estos resultados demuestran que el mejor modelo factorial identificado para el BAI fue el modelo bifactor, comprendido por un modelo general (ansiedad general) y dos factores (cognitivo y somático) que explican en mejor medida la variable ansiedad como transtorno de ansiedad generalizada o ataques de pánico.

Una de las limitaciones del estudio fue el muestreo utilizado para el análisis de los datos, el cual no permitió el poder generalizar a otros grupos con características semejantes. Además, la muestra estuvo comprendida por estudiantes universitarios, motivo por el cual se recomienda extender a una población general o inclusive con manifestaciones clínicas. En cuanto a la invarianza factorial se recomienda realizar el análisis en grupos distribuidos homogéneamente con la finalidad de reconocer mejores diferencias en su medición. Debido a que no existen muchas investigaciones en cuanto a la revisión de las propiedades psicométricas para el BAI en población universitario peruana, estos datos no son concluyentes y resulta necesario el poder continuar con la identificación de su validez y confiabilidad.

Financiamiento

La investigación fue financiada por los propios investigadores.

Conflictos de interés

Los autores no reconocen conflictos de interés para la realización y publicación del estudio.

Referencias

- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bardhoshi, G., Duncan, K., & Erford, B. (2016). Psychometric meta-analysis of the english version of the Beck Anxiety Inventory. *Journal of Counseling & Development*, 94(3), 356-373. <https://doi.org/10.1002/jcad.12090>
- Beck, A., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(1), 893-897.
- Beck, A., Rush, A., Shaw, B., & Emery, G. (2010). *Terapia cognitiva de la depresión (19ª ed.)*. Desclée De Brouwer.
- Beck, A., & Steer, R. (1991). Relationship between the Beck Anxiety Inventory and the Hamilton Anxiety Rating Scale with anxious outpatients. *Journal of Anxiety Disorders*, 5(1), 213-223.
- Beck, A.T., & Steer, R.A. (2011). *Manual. BAI. Inventario de Ansiedad de Beck (Adaptación española de Sanz, J.)*. Pearson Educación.
- Beck, A., Wright, C., Newman C., & Liese, B. (1999). *Terapia cognitiva de las drogo-dependencias*. Paidós.
- Bentler, P. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Chapman, L., Williams, S., Mast, B., & Woodruff-Borden, J. (2009). A confirmatory factor analysis of the Beck Anxiety Inventory in African American and European American young adults. *Journal of Anxiety Disorders*, 23(1), 387-392.
- Chen, 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>
- Clark, D., & Beck, A. (2010). *Terapia cognitiva para trastornos de ansiedad: Ciencia y práctica*: Desclée de Brouwer.

- Colegio de Psicólogos del Perú (2017). Código de ética y deontología. *Colegio de Psicólogos del Perú*. http://api.cpsp.io/public/documents/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- Contreras, S., Fernandez, S., Malcarne, V., Ingram, R., & Voccarino, V. (2004). Reliability and validity of the Beck Depression and Anxiety Inventories in caucasian Americans and Latinos. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 26(4), 446-462. <http://doi.org/10.1177/0739986304269164>
- Dimitrov, D. (2017). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Domínguez-Lara, S., & Rodríguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. <http://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Epskamp, S., Stuber, S., Nak, J., Veenman, M., & Jorgensen, T. (2019). *SemPlot: Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages' Output* (Version 1.1. 2) [Computer software]. R package version 0.3-1
- Escobedo, M., Hernández, J., Estebané, V., & Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16-22. <https://scielo.conicyt.cl/pdf/cyt/v18n55/arto4.pdf>
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3150810>
- Flora, D. (2020). Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484-501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- Freiberg, A., Stover, J., de la Iglesia, G., & Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. <http://www.scielo.edu.uy/pdf/cp/v7n2/v7n2a05.pdf>
- Gignac, G. (2016). The higher-order model imposes a proportionality constraint: That is why the bifactor model tends to fit better. *Intelligence*, 55(1), 57-68. <http://doi.org/10.1016/j.intell.2016.01.006>

- Hayton, J., Allen, D., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(1), 191-205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Jorgensen, T., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A., Rosseel, Y., Miller, P., Quick, C., & Garnier-Villarreal, M. (2018). *SemTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.5-1.
- Kline, R. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ª ed.). Guilford Press.
- Latorre, J., Navarro, B., Parra, M., Salguero, J., Mae, C., & Cano, V. (2012). Evaluación e intervención de los problemas de ansiedad y depresión en atención primaria: Un problema sin resolver. *Revista Clínica de Medicina Familiar*, 5(1), 37-45. <https://bit.ly/3EmO83W>
- Ledesma, R., Ferrando, P., & Tosi, J. (2019). Uso del análisis factorial exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 52(3), 173-180. <https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.13>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, L., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://www.redalyc.org/pdf/167/16731690031.pdf>
- Lozano-Vasrgas, A., & Vega-Dienstmaier, J. (2013). Evaluación psicométrica y desarrollo de una versión reducida de una nueva escala de ansiedad en una muestra hospitalaria de Lima, Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 30(2), 212-2019. <https://bit.ly/3OkSoHm>
- Magán, I., Sanz, J., & García-Vera, M. (2008). Psychometric properties of a Spanish version of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in general population. *The Spanish Journal of Psychology*, 11(2), 626-640. <https://doi.org/10.1017/S1138741600004637>
- Nevitt, J., & Hancock, G. (2001). Performance of bootstrapping approaches to model test statistics and parameter standard error estimation in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 8(3), 353-377. http://doi.org/10.1207/S15328007SEMO803_2

- Osman, A., Kopper, B., Barrios, F., Osman, J., & Wade, T. (1997). The Beck Anxiety Inventory: reexamination of factor structure and psychometric properties. *Journal of Clinical Psychology*, 53(1), 7-14.
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de muestreo sobre una población a estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <https://bit.ly/3y3OVWv>
- Padrós-Blázquez, F., Montoya, K., Bravo, M., & Martínez, M. (2020). Propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI, Beck Anxiety Inventory) en población general de México. *Ansiedad y Estrés*, 26(1), 181-187. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2020.08.002>
- Piotrowski, C., & Gallant, N. (2009). Research use of clinical measures for anxiety in the recent psychological literature. *Journal of Instructional Psychology*, 36(1), 84-86. <https://bit.ly/38Lf5m3>
- Reise, S., Scheines, R., Widaman, K., & Haviland, M. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <http://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Resnic, P. (2007). Modelos conceptuales del trastorno de ansiedad generalizada: más allá de los criterios diagnósticos. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 16(1), 61-67. <https://bit.ly/3uQ5iDU>
- Rodríguez, M., & Ruíz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial psicológica. *Revista de Metodología y Psicología Experimental*, 29(2), 205-227.
- Roncero, D., Andreu, J., & Peña, M. (2016). Procesos cognitivos distorsionados en la conducta agresiva y antisocial en adolescentes. *Anuario de psicología jurídica*, 20, 88-101. <https://bit.ly/37Kn171>
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles de Psicología*, 31(1), 33-45. <https://bit.ly/3xXFMP8>
- Sanz, J. (1992). *Procesos cognitivos en la ansiedad y en la depresión* [Tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid]. Repositorio Institucional de la Universidad Complutense de Madrid, España. <https://bit.ly/3vMRQ37>

- Sanz, J. (2014). Recomendaciones para la utilización de la adaptación española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en la práctica clínica. *Clínica y Salud*, 25(1), 39-48. <http://dx.doi.org/10.5093/cl2014a3>
- Sanz, J., & Navarro, M. (2003). Propiedades psicométricas de una versión española del Inventario de ansiedad de Beck (BAI) en estudiantes universitarios. *Ansiedad y Estrés*, 9(1), 59-84. <https://bit.ly/3ryzQIb>
- Sanz, J., García-Vera, M., & Fortún, M. (2012). El Inventario de ansiedad de Beck (BAI): propiedades psicométricas de la versión española en pacientes con trastornos psicológicos. *Behavioral Psychology-Psicología Conductual*, 20(2), 563-583. <https://bit.ly/3uPCPOA>
- Toledano-Toledano, F., Moral, J., Domínguez-Guedea, M., Nabors, L., Barcelata-Eguiarte, B., Rocha-Pérez, E., Luna, D., Leyva-López, A., & Rivera-Rivera, L. (2020). Validity and Reliability of the Beck Anxiety Inventory (BAI) for Family Caregivers of Children with Cancer. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(2), 1-24. <http://doi.org/10.3390/ijerph17217765>
- Vizioli, N., & Pagano, A. (2020). Adaptación del Inventario de ansiedad de Beck en población de Buenos Aires. *Interacciones*, 6(3). <https://doi.org/10.24016/2020.v6n3.171>
- Wetherell, J., & Areán, P. (1997). Psychometric evaluation of the Beck Anxiety Inventory with older medical patients. *Psychological Assessment*, 9(2), 136-144.

Recibido: 09 de mayo de 2022

Revisado: 12 de noviembre de 2022

Aceptado: 26 de diciembre de 2022