



## ARTÍCULO ORIGINAL

### Adaptación del Inventario de Ansiedad de Beck en población de Buenos Aires

#### *Adaptation of the Beck Anxiety Inventory in population of Buenos Aires*

Nicolás Alejandro Vizioli<sup>1\*</sup>, Alejandro Emilio Pagano<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Universidad de Buenos Aires. Facultad de Psicología, Argentina.

\* Correspondencia: [nicovizioli@gmail.com](mailto:nicovizioli@gmail.com).

Recibido: 02 de julio de 2020 | Revisado: 08 de septiembre de 2020 | Aceptado: 13 de septiembre de 2020 | Publicado Online: 16 de septiembre de 2020.

#### CITARLO COMO:

Vizioli, N. & Pagano, A. (2020). Adaptación del Inventario de Ansiedad de Beck en población de Buenos Aires. *Interacciones*, 6(3), e171. <https://doi.org/10.24016/2020.v6n3.171>

#### RESUMEN

**Introducción:** En la actualidad los trastornos de ansiedad son los de mayor prevalencia a nivel mundial, llegando a una tasa del 5% en Argentina en el año 2017. En ese sentido, el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) es uno de los instrumentos más utilizados en investigación y clínica en la actualidad. En su construcción uno de los objetivos fue evaluar síntomas de ansiedad que no suelen evidenciarse en trastornos depresivos, motivo por el cual resulta un test relevante para realizar un diagnóstico diferencial. El objetivo de este estudio fue adaptar el BAI a población adulta de Buenos Aires. **Método:** Se realizó una traducción directa del inventario y luego un juicio de expertos para evaluar la validez de contenido. Se analizó la capacidad de discriminación de los reactivos y se evaluó la validez estructural de los diferentes modelos encontrados en la literatura. A su vez, se analizó la consistencia interna del instrumento. **Resultados:** La adaptación presenta adecuada validez de contenido y los reactivos han demostrado discriminar de forma adecuada. A su vez, a partir de los análisis factoriales confirmatorios realizados se optó por la solución más parsimoniosa que indica la unidimensionalidad del constructo aportando evidencia de validez de constructo. A su vez, la adaptación presenta una adecuada consistencia interna. Se ofrecen valores normativos tentativos. **Conclusión:** Se han hallado evidencias de validez y confiabilidad para la adaptación argentina del BAI. Se lo considera un instrumento de gran utilidad clínica. **Palabras clave:** BAI; Ansiedad; Población de Buenos Aires; Validez de Contenido; Validez de Constructo; Consistencia Interna.

#### ABSTRACT

**Background:** Currently, anxiety disorders are the most prevalent worldwide, reaching a rate of 5% in Argentina in 2017. The Beck Anxiety Inventory (BAI) is one of the instruments most used in research and clinic today. In its construction, one of the objectives was to evaluate anxiety symptoms that are not usually evident in depressive disorders, which is why it is a relevant test to make a differential diagnosis. The objective of this study was to adapt the BAI to the adult population of Buenos Aires. **Methods:** A direct translation of the inventory and then an expert judgment to assess the content validity were carried out. The discrimination capacity of the items was analyzed and the structural validity of the test was evaluated according to different models found in the literature. Also, the internal consistency of the instru-

ment was analyzed. **Results:** The adaptation presents adequate content validity and the items have been shown to discriminate adequately. As for the confirmatory factor analyzes, the most parsimonious solution, which indicates the one-dimensionality of the construct, was chosen, providing evidence of construct validity. In turn, the adaptation presents adequate internal consistency. Tentative normative values are offered. **Conclusion:** Evidence of validity and reliability has been found for the Argentine adaptation of the BAI. It is considered an instrument of great clinical utility.

**Keywords:** BAI; Anxiety; Population of Buenos Aires; Content validity; Construct validity; Internal consistency.

## INTRODUCCIÓN

Los trastornos de ansiedad se ubican como los trastornos de mayor prevalencia a nivel mundial (Ritchie & Roser, 2018). En Argentina, los trastornos de ansiedad constituyen el grupo de mayor prevalencia, seguidos por los trastornos del estado de ánimo (Stagnaro et al., 2017). La relación entre ambos trastornos ha sido bien documentada en la literatura investigativa. Inclusive, la similitud de los síntomas entre los trastornos de ansiosos y depresivos pueden dificultar la investigación, el diagnóstico y el tratamiento (Mountjoy y Roth, 1982). Esta problemática puede explicarse debido a los sesgos cognitivos que comparten ambas patologías, así como a su frecuente comorbilidad. En este sentido, los sesgos cognitivos en el juicio y la interpretación de las situaciones son comunes para ambos trastornos, así como el afecto predominantemente negativo (Mineka, Watson & Clark, 1998).

En relación a la comorbilidad existente entre trastornos ansiosos y depresivos, se ha hallado que gran parte de las personas con trastornos de ansiedad también experimentan trastornos depresivos, y viceversa (Gorman, 1996). Inclusive, se han elaborado tratamientos transdiagnósticos que permitieran trabajar con ambas problemáticas, como es el caso del protocolo unificado propuesto por Barlow et al. (2016). Este protocolo se caracteriza por abordar el mecanismo en común subyacente a ambos trastornos: la regulación emocional. A este respecto, se ha hallado que las estrategias desadaptativas de regulación emocional pueden ser procesos en común a través de diversos trastornos psicológicos (Aldao et al., 2010).

Por otro lado, eventos calamitosos tales como desastres naturales o atentados, pueden causar un aumento sustancial en la sintomatología ansiosa (Clark & Beck, 2011). En 2020, distintos países del mundo se han visto afectados por la pandemia por COVID-19. El impacto psicológico ocasionado por esta situación ha provocado un aumento en la sintomatología ansiosa y la depresiva (Rajkumar, 2020).

En este contexto, la evaluación y seguimiento de las problemáticas asociadas a la ansiedad es fundamental, dado que imponen una gran carga individual y social, tienden a ser crónicos y pueden ser incapacitantes (Lépine, 2002). En concordancia, se ha hallado que los trastornos de ansiedad y depresión implican gran parte de los recursos económicos destinados al tratamiento de trastornos psicológicos (Ruiz-Rodríguez, 2017). Sin embargo, se ha estimado que solo un cuarto de las personas que cumplen con los criterios de trastornos de ansiedad han recibido tratamiento (Alonso et al., 2018).

Debido a lo antes mencionado, es preciso contar con instrumentos válidos y confiables que permitan realizar una correcta medición de la ansiedad y puedan discriminar estos cuadros

de los trastornos depresivos. En este sentido, el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI; Beck et al., 1988) fue diseñado con un doble objetivo: medir la ansiedad de manera válida y confiable y discriminar la ansiedad de la depresión (Sanz & Navarro, 2003). Este instrumento de evaluación de ansiedad además es el más citado en las bases de datos científicas (Piotrowski, 2018), así como uno de los más utilizados en población clínica y no clínica tanto en la práctica psicoterapéutica como en la investigación (Magán et al., 2008).

Por ello, el objetivo general de la presente investigación consistió en efectuar la adaptación conceptual, lingüística y métrica del Inventario de Ansiedad de Beck en población general adulta de la Ciudad de Buenos Aires y el Conurbano Bonaerense. De esta manera, los objetivos específicos propuestos fueron a) examinar evidencias de validez de contenido; b) analizar la capacidad de discriminación de los ítems; c) obtener evidencias de validez estructural y de constructo; d) estudiar la consistencia interna de las puntuaciones; e) establecer valores normativos.

## MÉTODO

### Participantes

El muestreo fue no probabilístico, intencional. La muestra estuvo compuesta por 269 sujetos, de los cuales 49,4% residían en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y el 50,60% en la Provincia de Buenos Aires. En relación al género el 37,5% fueron varones, el 60,6% mujeres y el 1,9% prefirió no comunicarlo. En cuanto a la edad de los participantes hubo casos entre 18 y 76 años ( $M=32,35$ ,  $DE=12,17$ ). Respecto al nivel educativo el 1,5% presentó primario completo, el 57,5% el secundario completo y el 41% informó tener el universitario completo. Por último, se consultó si se les había diagnosticado alguna problemática psicológica, el 86,2% indicó no haber sido diagnosticado, el 7,1% mencionó tener diagnóstico de un trastorno de ansiedad, el 3,3% de depresión y el 3,4% restante otras problemáticas tales como estrés post traumático, trastornos alimentarios y de personalidad.

### Instrumentos

En primer lugar, se diseñó un cuestionario sociodemográfico para recopilar información referida al lugar de residencia, edad, género, nivel educativo e historial de diagnósticos psicológicos. En segundo lugar, se utilizó la versión traducida al español del *Beck Anxiety Inventory* (BAI, Beck, Epstein, Brown & Steer, 1988). Este inventario presenta 21 ítems con un formato diseñado para evaluar la gravedad de la sintomatología de ansiedad clínica. Cada ítem BAI refleja un síntoma de ansiedad y para cada uno, los encuestados califican el grado en que fueron afectados por él durante la última semana, en una escala Likert de 4 puntos,

que va de 0 (*Para nada*) a 3 (*Severamente – me molestó mucho*). Con respecto a la puntuación, a cada elemento se le asignan de 0 a 3 puntos, dependiendo de la respuesta del individuo y, después de agregar directamente la puntuación de cada elemento, se puede obtener una puntuación total, que va de 0 a 63.

### Procedimiento

La recolección de unidades de análisis se realizó mediante la utilización de plataformas virtuales. Se incluyó un consentimiento informado en el cual se especificaron los detalles de los objetivos de la presente investigación junto con las garantías de confidencialidad y anonimato. Se les explicó a los participantes que podían desistir de participar en el momento que lo consideraran y a su vez se les brindó un mail para comunicarse en caso de que al responder el cuestionario sintieran malestar.

### Análisis de datos

En primer lugar, se realizó la traducción del inventario según las recomendaciones de Muñiz et al. (2013), mediante el método de traducción directa con el objetivo de hallar la equivalencia lingüística y cultural. Para esto, se solicitó a tres expertos bilingües con experiencia en traducción de instrumentos que realizaran, cada uno, una traducción directa del cuestionario del inglés al español. Una vez obtenidas las tres versiones en español se procedió a convocar un comité de expertos que pudieran analizar las traducciones realizadas, de esta forma se seleccionaron luego las traducciones más adecuadas en términos lingüísticos y culturales.

El juicio de expertos (Andreani, 1975) fue llevado adelante a partir de las recomendaciones de Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008). Los criterios para seleccionar estos jueces fueron: a) experiencia previa en la realización de juicio de expertos b) experticia en psicometría y evaluación psicológica c) conocimientos sobre psicopatología e) conocimiento sobre el constructo ansiedad. Una vez seleccionados los cinco jueces expertos se preparó las instrucciones y planillas para entregárselas mencionándoles los objetivos del estudio y la consigna respecto al juicio que se esperaba que realizaran. Para evaluar la claridad semántica y sintáctica los jueces expertos utilizaron una escala likert de cuatro puntos donde 1 indicaba “diferente”, 2 “bastante diferente” 3, “bastante similar” y 4 “idéntico”, esto hacía referencia a si el reactivo se comprendía fácilmente, en nuestro contexto cultural. Por otro lado, para evaluar la coherencia de las traducciones los jueces expertos utilizaron una escala likert de cuatro puntos donde 1 indicaba “no cumple con el criterio”, 2 “bajo nivel” 3, “moderado nivel” y 4 “alto nivel”, esto hacía referencia a así el reactivo tiene lógica respecto a la dimensión o indicador que está midiendo. Por último, para evaluar la relevancia de las traducciones los jueces expertos utilizaron una escala likert de cuatro puntos donde 1 indicaba “no cumple con el criterio”, 2 “bajo nivel” 3, “moderado nivel” y 4 “alto nivel”, esto hacía referencia a así el reactivo era esencial o muy importante y debía ser excluido.

A través de estas escalas cada experto respondió leyendo el reactivo de la versión original y luego puntuó cada una de las tres traducciones estableciendo la equivalencia semántica, la coherencia y la relevancia de los reactivos según las recomendacio-

nes de Tornimbeni et al. (2008). De esta forma la versión final quedó conformada por los reactivos que mayor puntuación obtuvieron por los jueces. A su vez se estableció un apartado de observaciones indicándole al juez que realizara las observaciones respecto a la congruencia del reactivo con la dimensión y aspectos sintácticos que quisiera resaltar.

Una vez que se obtuvieron los resultados de cada uno de los jueces se confeccionó una planilla con todas las valoraciones a partir de la cual se estimó el porcentaje de acuerdo (Tinsley y Weiss, 1975) y el coeficiente V de Aiken (Aiken, 1985) del juicio realizado por todos los jueces. Estos indicadores de acuerdo están representados por valores que van de 0 a 1 mientras más cercano a 1 el reactivo tendrá mayor validez de contenido.

En segundo lugar, según las recomendaciones de Hogan (2004), se realizó un análisis de discriminación de los ítems, brindando información sobre la capacidad de un reactivo para diferenciar en términos estadísticos a los individuos que tienen un mayor valor de la variable de quienes tienen un menor nivel. Se utilizó el método interno de comparación entre extremos (Muñiz, 2005), dividiendo en cuartiles la muestra respecto a la puntuación total obtenida. Una vez realizado esto, se realizó una comparación de los valores de cada ítem en los dos grupos –cuartil 1 y cuartil 4–, determinando de esta forma qué ítems discriminan de forma adecuada. Para realizar esto se utilizó el estadístico U de Mann Whitney, ya que los ítems no cumplieron el supuesto de normalidad.

En tercer lugar, se evaluó la validez estructural del BAI. Para ello, se probaron tres modelos difundidos en la literatura: el de un factor (Magán et al., 2008), el original de dos factores (Beck et al., 1988), y el de cuatro factores (Osman et al., 1993). Debido a que los datos no cumplieron criterio de normalidad y el formato de respuesta del BAI, siguiendo el criterio adoptado por Osman et al. (1997), se procedió la realización de análisis de las matrices de covarianzas mediante la prueba elíptica con mínimos cuadrados ponderados (Browne, 1984) con el software estadístico EQS versión 6.1.

Se consideraron los siguientes índices de bondad de ajuste:  $\chi^2$  dividido por los grados de libertad (valores  $\leq 5,0$  indican un buen ajuste); NNFI (Non-Normed Fit Index); CFI (Comparative Fit Index), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) y SRMR (Standardized Root Mean-Square Residual). De acuerdo a los criterios especificados por Kline (2011) y Schumacker & Lomax (2016) se considera un ajuste aceptable valores mayores o iguales a .90 en NNFI y CFI y valores menores o iguales a .06 en RMSEA y menores a .08 en SRMR. A su vez, se tuvo en cuenta el AIC (Akaike's Information Criterion), que arroja valores relativos. El mejor modelo será el que obtenga un AIC más bajo. La validez de constructo se evaluó a través del examen de las cargas factoriales. Se consideraron adecuados valores superiores a .30 (Nunnally & Bernstein, 1994).

Por último, para evaluar la consistencia interna se calcularon los índices de fiabilidad  $\alpha$  ordinal y  $\omega$  ordinal (McDonald, 1999), a partir de matrices de correlaciones policóricas. Para ello se empleó el programa R versión 3.6.0 y los siguientes paquetes de R: GPArotation (Bernaards, & Jennrich, 2005), psych (Revelle, 2018) y Rcmdr (Fox, & Bouchet-Valat, 2019). Se reportó también el coeficiente  $p$  de fiabilidad compuesta (Bentler, 1968), a

partir de las cargas estandarizadas de los ítems que componen al inventario. A su vez, se calcularon las correlaciones corregidas ítem-factor, considerando como adecuados valores superiores a .40. (Nunnally & Bernstein, 1994).

Para establecer valores normativos se calcularon puntajes percentilares con el software SPSS versión 26, en concordancia con las recomendaciones de Sanz (2014).

**Aspectos éticos**

Se explicó por escrito la finalidad del estudio, antes de comenzar la administración. Todos los participantes dieron su consentimiento. El consentimiento informado expuso las características de la participación, que fue anónima, voluntaria y sin compensación. Al finalizar la administración, se hizo llegar a los participantes el documento que contiene las recomendaciones para afrontar la pandemia, publicado por la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires (2020).

**RESULTADOS**

Para obtener evidencias de validez de contenido se llevó adelante el juicio de expertos, donde a partir de las tres traducciones y las indicaciones de los cinco jueces se seleccionaron los 21 ítems. Respecto a los tres criterios establecidos -equivalencia semántica, coherencia y relevancia- los ítems que conformaron la versión definitiva, obtuvieron porcentajes de acuerdo entre .80 y 1, adecuados según la literatura (Voutilainen & Liukkonen, 1995, citado en Hyrkäs et al., 2003) a excepción del ítem 4 -Unable to relax- cuyo índice de claridad semántica estuvo por debajo de .80, su traducción fue "Incapacidad para relajarme". En este ítem particularmente uno de los jueces cuestionó que el mismo estuviera redactado en primera persona, atendiendo a esta observación se decidió modificar el reactivo por lo que la versión final terminó siendo "Incapacidad para relajarse".

A su vez, los coeficientes V de Aiken oscilaron entre valores de .80 a 1 en su mayoría, valores aceptables según la literatura (Aiken, 2003). Sin embargo, los ítems 4, 6, 10 y 13 los valores

**Tabla 1.** Porcentaje de Acuerdo y V de Aiken del Juicio de Expertos.

Ítem	Claridad		Coherencia		Relevancia	
	% Acuerdo	V Aiken	% Acuerdo	V Aiken	% Acuerdo	V Aiken
EA1 <sup>a</sup>	1	1	1	1	1	1
EB1 <sup>a</sup>	1	1	1	1	1	1
EC1 <sup>a</sup>	0.8	0.93	1	1	0.8	0.87
ED1 <sup>a</sup>	1	1	1	1	1	1
BAI 1	1	1	1	1	1	1
BAI 2	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.87
BAI 3	0.8	0.87	0.8	0.93	0.8	0.93
BAI 4	0.6	0.67	0.8	0.87	0.8	0.87
BAI 5	1	1	0.8	0.8	0.8	0.8
BAI 6	0.8	0.73	1	1	0.8	0.87
BAI 7	0.8	0.93	0.8	0.93	0.8	0.93
BAI 8	1	1	0.8	0.93	0.8	0.87
BAI 9	0.8	0.93	1	1	0.8	0.87
BAI 10	0.8	0.93	1	1	0.6	0.73
BAI 11	1	1	1	1	1	1
BAI 12	0.8	0.93	0.8	0.93	0.6	0.73
BAI 13	0.8	0.73	0.6	0.73	0.6	0.73
BAI 14	0.8	0.93	0.8	0.93	0.8	0.93
BAI 15	0.8	0.93	0.8	0.93	0.8	0.93
BAI 16	0.8	0.93	0.8	0.93	0.8	0.93
BAI 17	1	1	1	1	1	1
BAI 18	0.8	0.93	1	1	1	1
BAI 19	0.8	0.87	0.8	0.87	0.8	0.87
BAI 20	0.8	0.8	0.8	0.87	0.8	0.8
BAI 21	0.8	0.87	0.8	0.87	0.8	0.87

*Nota.* Cálculo de porcentaje de acuerdo y V de Aiken del Juicio de Expertos. <sup>a</sup> E indica los resultados del juicio sobre la escala likert de los instrumentos

no resultaron adecuados (ver tabla 1). En relación al ítem 4 ya se indicó la modificación que se realizó en base a las valoraciones y observaciones. En el ítem 6 -Dizzy or lightheaded- cuya traducción final fue "Mareos o vértigos" la traducción trajo dificultades por la escasa frecuencia de las palabras traducidas en nuestro idioma, al no recibir observaciones por parte de los jueces se decidió consultar a un especialista en lingüística a partir de lo cual se decidió conservar la traducción antes mencionada. En relación al ítem 10 -Nervous- cuya traducción final fue "Nervioso/a", como se puede observar en la Tabla 1 los jueces señalaron discordancia en cuanto a la relevancia del ítem para evaluar sintomatología ansiosa, debido al carácter de adaptación del presente trabajo se prefirió conservar el reactivo y evaluar su comportamiento a nivel métrico. A su vez, el ítem 13 -Shaky/unsteady- cuya traducción fue "Inquieto/inseguro" presentó valores poco adecuados en lo referido a su claridad y relevancia. A partir de las observaciones recibidas por los jueces se decidió reemplazar la palabra inseguro por tembloroso, definiendo la versión final del reactivo como "Inquiero/tembloroso". Por último, dos de los jueces expertos informaron que el DSM 5 (American Psychological Association, 2013) realizó una modificación en el diagnóstico de trastorno de pánico y el criterio "Desvanecimientos o desmayos" fue modificado por "Sensación de desvanecimientos o desmayos" entendiéndose que el test fue construido bajo una versión anterior del DSM toman-

do como criterio aquel síntoma se decidió modificar el mismo traduciendo el ítem 19 cómo Sensación de desvanecimientos o desmayos.

En conclusión, el juicio de expertos ha brindado resultados valiosos en relación al análisis y modificación de las traducciones directas realizadas por los jueces bilingües de forma tal que se han podido detectar determinadas inconsistencias que fueron corregidas o en algunos casos serán tenidas en cuenta en los análisis de reactivos posteriores.

Respecto del análisis de los reactivos, en la tabla 2 se puede observar los resultados de la comparación de los ítems según el cuartil 1 y el cuartil 4 obtenidos por la puntuación total de cada caso. Las diferencias fueron significativas en todos los casos  $p < .01$  ( $\alpha = .01$ ), a excepción del ítem 19, esto indicaría que todos ellos discriminan de forma adecuada. Respecto al ítem 19 -Sensación de desvanecimientos o desmayos- se debe señalar que el mismo solo obtuvo respuestas de 1 y 2 puntos en la escala likert en toda la muestra. Es probable que si bien el poder discriminación del ítem 19 no resultó adecuado el mismo tenga una utilidad clínica a nivel cualitativo, por esta razón, se decidió conservarlo y evaluarlo a partir del análisis factorial confirmatorio realizado.

Para examinar la estructura factorial se probaron 3 modelos: el de un factor, el original de dos factores y el de cuatro factores, a través de un análisis factorial confirmatorio realizado de a partir

**Tabla 2.** Método Interno de Comparación entre Extremos.

Ítems	T		Q1		Q4		U de Mann Whitney	
	M	DE	M	DE	M	DE	Z	p
BAI 1	0,51	0,70	0,15	0,40	0,87	0,83	-5.77	.000*
BAI 2	0,49	0,79	0,11	0,36	0,99	0,97	-6.32	.000*
BAI 3	0,39	0,68	0,06	0,24	0,93	0,91	-6.86	.000*
BAI 4	1,28	0,94	0,49	0,62	2,07	0,82	-8.59	.000*
BAI 5	0,95	0,99	0,18	0,39	2,01	0,83	-9.68	.000*
BAI 6	0,29	0,63	0,00	0,00	0,69	0,88	-6.16	.000*
BAI 7	0,52	0,84	0,03	0,17	1,27	1,05	-7.99	.000*
BAI 8	0,76	0,92	0,14	0,35	1,76	0,92	-9.16	.000*
BAI 9	0,54	0,83	0,02	0,12	1,46	0,96	-9.13	.000*
BAI 10	1,25	0,88	0,49	0,59	2,06	0,72	-8.98	.000*
BAI 11	0,38	0,67	0,05	0,21	1,00	0,87	-7.44	.000*
BAI 12	0,24	0,59	0,02	0,12	0,64	0,90	-5.41	.000*
BAI 13	0,55	0,78	0,09	0,34	1,30	0,87	-8.36	.000*
BAI 14	0,52	0,81	0,00	0,00	1,31	1,03	-8.42	.000*
BAI 15	0,33	0,65	0,03	0,17	0,97	0,88	-7.48	.000*
BAI 16	0,30	0,66	0,02	0,12	0,79	0,98	-6.05	.000*
BAI 17	0,58	0,82	0,08	0,27	1,39	0,94	-8.62	.000*
BAI 18	0,83	0,92	0,34	0,59	1,53	0,97	-7.04	.000*
BAI 19	0,03	0,17	0,03	0,17	0,09	0,28	-1.34	0.178
BAI 20	0,23	0,55	0,03	0,17	0,49	0,78	-4.6	.000*
BAI 21	0,39	0,73	0,00	0,00	0,90	0,97	-6.87	.000*

*Nota.* Comparación entre extremos según valor total de ansiedad; T=total muestra Q1= Primer cuartil; Q4=Cuarto Cuartil; M= Media; DE= Desvío estándar; Z = Puntuación Z estadístico U de Mann Whitney; p= nivel de significación estadística p; \* p < .001.

del análisis de las matrices de covarianzas mediante la prueba elíptica con mínimos cuadrados reponderados.

En cuanto al modelo de un solo factor, los índices de bondad de ajuste fueron los siguientes:  $\chi^2(184)=355,37$ ; CFI=0,96; NNFI=0,95; RMSEA=0,06; SRMR=0,07; AIC=-12,63. Respecto del modelo de dos factores, los índices de bondad de ajuste obtenidos fueron:  $\chi^2(188)=570,91$ ; CFI=0,91; NNFI=0,90; RMSEA=0,09; SRMR=0,08; AIC=-194,91. En relación al modelo de cuatro factores, se obtuvieron los siguientes índices de bondad de ajuste:  $\chi^2(183)=352,96$ ; CFI=0,96; NNFI=0,96; RMSEA=0,06; SRMR=0,07; AIC=-13,05 (Tabla 3). Estos resultados indican que el modelo más adecuado es el de un factor.

Con respecto de la validez de constructo, las cargas factoriales estandarizadas, se obtuvieron puntuaciones mayores a  $> .40$  en todos los casos excepto en el ítem 19: "sensación de desvanecimientos o desmayos", cuya carga estandarizada fue de 0,27 (Tabla 4).

En relación a la consistencia interna, se calcularon el alfa y el omega ordinales para el único factor que conforma la totalidad del inventario. Se obtuvieron  $\alpha$  ordinal =0,93,  $\omega$  ordinal = 0,95. En cuanto a la confiabilidad compuesta, se obtuvo  $\rho=0,92$ . Las correlaciones corregidas ítem-factor, se han obtenido valores satisfactorios para todos los ítems excepto para el ítem 27 (Tabla 4).

En relación a la formulación de valores normativos, en la Tabla 5 se ofrecen puntajes percentilares correspondientes a las puntuaciones de la adaptación argentina del BAI.

### DISCUSIÓN

El objetivo general de la presente investigación consistió en efectuar la adaptación conceptual, lingüística y métrica del Inventario de Ansiedad de Beck en población general adulta de Buenos Aires Los objetivos específicos propuestos fueron a) examinar evidencias de validez de contenido; b) analizar la capaci-

**Tabla 3.** Índices de bondad de ajuste para los distintos modelos relacionados con la estructura factorial del BAI

Modelo	$\chi^2/gf$	NNFI	CFI	RMSEA (IC 90%)	SRMR	AIC
1 factor	1,93	0,95	0,96	0,06 (0,05,- 0,07)	0,07	-12,63
2 factores	3,03	0,90	0,91	0,09 (0,08 - 0,10)	0,08	194,91
4 factores	1,92	0,96	0,96	0,06 (0,05,- 0,07)	0,07	-13,5

Nota: NNFI=Non-Normed Fit Index; CFI=Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; IC = intervalo de confianza; SRMR= Standardized Root Mean-Square; AIC=Akaike information criterion;  $\chi^2/gf$ = chi cuadrado dividido por los grados de libertad.

**Tabla 4.** Cargas factoriales estandarizadas y correlaciones corregidas ítem-factor de los ítems del BAI.

Ítem	Carga factorial estandarizada	Correlación corregida ítem-factor
1. Hormigueo o entumecimiento	0,38	0,50
2. Sensación de calor intenso	0,46	0,51
3. Debilidad en las piernas	0,53	0,66
4. Incapacidad para relajarse	0,56	0,66
5. Miedo a que pase lo peor	0,71	0,69
6. Mareos o vértigos	0,46	0,64
7. Palpitaciones o taquicardia	0,62	0,76
8. Sensación de inestabilidad	0,64	0,72
9. Con miedo o aterrizado/a	0,75	0,77
10. Nervioso/a	0,65	0,67
11. Sensación de ahogo	0,66	0,66
12. Temblor de manos	0,57	0,68
13. Inquieto/a, tembloroso/a	0,66	0,67
14. Miedo a perder el control	0,67	0,68
15. Dificultad para respirar	0,69	0,74
16. Miedo a morir	0,48	0,65
17. Asustado/a	0,67	0,73
18. Indigestión o malestar estomacal	0,43	0,59
19. Sensación de desvanecimientos o desmayos	0,27	0,33
20. Ruborizarse, sonrojamiento	0,43	0,52
21. Sudoración (no producida por calor)	0,47	0,61

dad de discriminación de los ítems; c) obtener evidencias de validez estructural y de constructo; d) estudiar la consistencia interna de las puntuaciones; 3) establecer valores normativos. Siguiendo las recomendaciones de Muñiz et al. (2013), se decidió realizar una traducción directa del cuestionario, los jueces expertos evaluaron la claridad semántica y sintáctica de la versión adaptada. De esta forma brindaron información relevante para corregir aspectos lingüísticos en algunos casos –ítem 4- y culturales donde se utilizaron palabras más representativas de la sintomatología en nuestra cultura –ítems 6 y 13-. A su vez, se realizó una modificación en el ítem 19 a partir del cambio producido en el DSM 5. En la nueva versión del manual se informa que el criterio diagnóstico del trastorno de pánico, desvanecimiento y desmayo, se relaciona con percepción de pérdida de control o muerte y se especificó que el criterio debe contemplar la sensación ya que es propio del trastorno que la persona perciba esa sensación y no siempre la misma llegue a ser concreta (American Psychological Association, 2013). Por lo antes mencionado se procedió a modificar el ítem 19 “Desvanecimientos o desmayos” por “Sensación de desvanecimientos o desmayos”. Los cambios antes mencionados dan cuenta de un proceso de traducción que contempló la actualización y el contexto de aplicación del instrumento.

Por otro lado, los valores aceptables de porcentaje de acuerdo y V de Aiken en la dimensión de relevancia, evaluada por los jueces expertos, da cuenta de que la versión adaptada presenta una adecuada validez de contenido. A su vez, los coeficientes de confiabilidad que en todos los casos superan .90 aportan

una mayor evidencia de la consistencia interna que presenta el cuestionario. Esto indica que los reactivos que conforman el contenido de la prueba son una muestra representativa de la sintomatología ansiosa que pretende medir el cuestionario. No obstante, el ítem 10 ha sido cuestionado por los jueces en cuanto a la pertinencia para evaluar sintomatología ansiosa, sin embargo, tanto la prueba de comparación entre extremos (que da cuenta de un poder de discriminación adecuado del reactivo) como el AFC donde el ítem presenta una carga factorial alta, dan cuenta de la pertinencia del mismo en el test. Sería adecuado evaluar los ítems antes mencionado en pruebas de validez convergente y discriminante.

Por otra, a excepción del ítem 19, los ítems han demostrado un poder de discriminación adecuado en todos los casos, a partir de separar la muestra en cuartiles en función de la puntuación total se evidenció que los ítems discriminan de forma adecuada entre los que tienen mayor y menor sintomatología ansiosa. En lo referido al ítem 19 como se mencionó anteriormente al ser un ítem específico del trastorno de pánico debería estudiarse en población clínica para poder evaluar su poder de discriminación según el trastorno de ansiedad.

En relación a la validez estructural, si bien los tres modelos estudiados obtuvieron índices de bondad de ajuste adecuados, se halló que el mejor modelo es de un factor. Este resultado coincide con la investigación de Magán et al., 2008, quienes al realizaron la adaptación del instrumento en población española y encontraron que la solución más adecuada era de un factor global de ansiedad. En este sentido, los resultados no son co-

**Tabla 5.** Puntajes percentilares de la adaptación argentina del BAI.

Percentil	Puntaje
5	1
10	2
15	3
20	4
25	5
30	5
35	6
40	7
45	7
50	8
55	9
60	11
65	12
70	14
75	16
80	18
85	22
90	25
95	30
99	41

incidente con la estructura original de dos factores (Beck et al., 1988). En ese sentido, Bardhoshi, Duncan & Erford (2016), en un meta análisis psicométrico sobre las propiedades de las versiones inglesas del BAI, hallaron que los estudios han reportado soluciones de 1 a 6 factores. De manera tal que las particularidades poblacionales podrían incidir en la estructura factorial del instrumento.

Al analizar las cargas estandarizadas de los ítems, se hallaron valores satisfactorios en todos los casos, excepto nuevamente en el ítem 19, "Sensación de desvanecimientos o desmayos". Este resultado puede explicarse debido a que el reactivo hace referencia a un criterio diagnóstico específico únicamente del trastorno de pánico para el DSM 5. Es importante aclarar que otros trastornos de ansiedad pueden cursar con episodios de pánico por lo cual se resalta el valor de conservar el reactivo como un indicador cualitativo relevante incluyéndolo en la versión final de la adaptación argentina del inventario. No obstante, se recomienda analizar las propiedades psicométricas del inventario en muestras más grandes, así como en población clínica para reevaluar su funcionamiento.

Tomando en cuenta el cuarto objetivo a saber estudiar la consistencia interna de las puntuaciones, se obtuvieron valores excelentes en los tres índices calculados, de acuerdo al criterio establecido por George & Mallery (2003):  $\alpha$  ordinal = 0,93,  $\omega$  ordinal = 0,95, y confiabilidad compuesta  $\rho$  = 0,92.

En relación al último objetivo a saber establecer valores normativos, se ofrecen puntajes percentilares obtenidos a partir de la aplicación del BAI. Si bien estos valores normativos pueden ser orientativos en relación al nivel global de ansiedad, se sugiere interpretarlos cuidadosamente y tomarlos como tentativos. Dado el pequeño tamaño muestral y la no representatividad de la muestra.

Para concluir, la adaptación argentina del Inventario de Ansiedad de Beck es un instrumento válido y confiable, para la evaluación de la sintomatología ansiosa de adultos de la Buenos Aires. Al tratarse de un instrumento breve y de sencilla administración, se lo considera de gran utilidad para realizar tareas de seguimiento en el contexto actual, así como para valorar intervenciones psicoterapéuticas.

En cuanto a las limitaciones del estudio realizado, en primer lugar puede mencionarse el reducido tamaño y el carácter no probabilístico de la muestra recogida. Futuras investigaciones podrán tomar muestras más grandes y representativas, así como de distintas regiones del país, para tener una visión global acerca del fenómeno de interés.

En segundo lugar, aún con la evidencia obtenida, se requieren nuevos estudios que permitan analizar la constancia factorial a través de diferentes muestras, así como de validez convergente y discriminante. Puntualmente, para estudiar el poder discriminativo del BAI en relación con la sintomatología depresiva.

En tercer lugar, se sugiere que estudios posteriores indaguen invarianza de distintas variables sociodemográficas como el género o la edad, para asegurarse de que la estructura factorial sea constante en distintos grupos.

#### ORCID

Nicolás Alejandro Vizioli <https://orcid.org/0000-0002-6113-6847>

Alejandro Emilio Pagano <https://orcid.org/0000-0003-4817-9145>

#### CONTRIBUCIÓN DE LOS AUTORES

Nicolás Alejandro Vizioli: Conceptualización, metodología, software, validación, análisis formal, investigación, escritura – borrador original, escritura-revisión, visualización.

Alejandro Emilio Pagano: Conceptualización, metodología, software, validación, análisis formal, curación de datos, escritura – borrador original, visualización.

#### FINANCIAMIENTO

Investigación autofinanciada.

#### CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declaran que no hay conflicto de intereses.

#### AGRADECIMIENTOS

No aplica.

#### PROCESO DE REVISIÓN

Este estudio ha sido revisado por pares externos en modalidad de doble ciego.

#### DECLARACIÓN DE DISPONIBILIDAD DE DATOS

Los autores manifestamos nuestro apoyo a la ciencia abierta. No obstante, consideramos pertinente resguardar la base de datos para preservar el anonimato de los participantes y la confidencialidad de los datos, en relación con el secreto profesional. La base de datos, así como el instrumento, podrán ser solicitados a los correos electrónicos de los autores.

#### DESCARGO DE RESPONSABILIDAD

Los autores son responsables de todas las afirmaciones realizadas en este artículo. Interacciones ni el Instituto Peruano de Orientación Psicológica se hacen responsables sobre las afirmaciones realizadas en este documento.

#### REFERENCIAS

- Aiken, L. R. (2003). *Tests psicológicos y evaluación*. Pearson educación.
- Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings [Tres coeficientes para analizar la confiabilidad y validez de las calificaciones]. *Educational and psychological measurement*, 45(1), 131-142. <https://doi.org/10.1177/0013164485451012>
- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical psychology review*, 30(2), 217-237. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004>
- Alonso, J. et al (2018). Treatment gap for anxiety disorders is global: Results of the World Mental Health Surveys in 21 countries. *Depression and anxiety*, 35(3), 195-208. <https://doi.org/10.1002/da.22711>
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-4®)*. Author.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®)*. American Psychiatric Pub.
- Andreani, O. (1975). *Aptitud Mental y Rendimiento Escolar*. Herder.
- Bardhoshi, G., Duncan, K., & Erford, B. T. (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>
- Barlow, D. H., Farchione, T. J., Fairholme, C. P., Ellard, K. K., Boisseau, C. L., Allen, L. B., & Ehrenreich-May, J. (2016). *Protocolo unificado para el tratamiento transdiagnóstico de los trastornos emocionales*. Alianza Editorial.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties [Un inventario para medir la ansiedad clínica: propiedades psicométricas]. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(6), 893-897. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.893>
- Bentler, P. M. (1968). Alpha-maximized factor analysis (alphamax): Its relation to alpha and canonical factor analysis. *Psychometrika*, 33,



- 335–345. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02289328>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological bulletin*, 107(2), 238. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bernaards, C. A., & Jennrich, R. I. (2005). Gradient projection algorithms and software for arbitrary rotation criteria in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 65, 676–696. <https://doi.org/10.1177/0013164404272507>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford publications.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British journal of mathematical and statistical psychology*, 37(1), 62–83. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1984.tb00789.x>
- Clark, D. A., & Beck, A. T. (2011). *Cognitive therapy of anxiety disorders: Science and practice*. Guilford Press.
- Escobar-Pérez, J., y Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avances en medición*, 6(1), 27–36. [https://www.researchgate.net/profile/Jazmine\\_Escobar-Perez/publication/302438451\\_Validez\\_de\\_contenido\\_y\\_juicio\\_de\\_expertos\\_Una\\_aproximacion\\_a\\_su\\_utilizacion/links/59a8daecaca27202ed5f593a/Validez-de-contenido-y-juicio-de-expertos-Una-aproximacion-a-su-utilizacion.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Jazmine_Escobar-Perez/publication/302438451_Validez_de_contenido_y_juicio_de_expertos_Una_aproximacion_a_su_utilizacion/links/59a8daecaca27202ed5f593a/Validez-de-contenido-y-juicio-de-expertos-Una-aproximacion-a-su-utilizacion.pdf)
- Evans, J. D. (1996). *Straightforward statistics for the behavioral sciences*. Brooks/Cole Publishing
- Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires (2020). *Recomendaciones psicológicas para afrontar la pandemia*. Autor. [http://www.psi.uba.ar/institucional/agenda/covid\\_19/recomendaciones\\_psicologicas.pdf](http://www.psi.uba.ar/institucional/agenda/covid_19/recomendaciones_psicologicas.pdf)
- Fox, J., & Bouchet-Valat, M. (2019). *Rcmdr: R Commander. R package version 2.5-2*. <https://cran.r-project.org/web/packages/Rcmdr/index.html>
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update (4th ed.)*. Allyn & Bacon.
- Gorman, J. M. (1996). Comorbid depression and anxiety spectrum disorders. *Depression and anxiety*, 4(4), 160–168. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1520-6394\(1996\)4:4%3C160::AID-DA2%3E3.0.CO;2-J](https://doi.org/10.1002/(SICI)1520-6394(1996)4:4%3C160::AID-DA2%3E3.0.CO;2-J)
- Hogan, T. (2004). *Pruebas Psicológicas. El Manual Moderno*. Mc Graw Hill
- Hyrkäs, K., Appelqvist-Schmidlechner, K., y Oksa, L. (2003). Validating an instrument for clinical supervision using an expert panel [Validación de un instrumento para la supervisión clínica mediante un panel de expertos]. *International Journal of nursing studies*, 40(6), 619–625.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press.
- Lépine, J. P. (2002). The epidemiology of anxiety disorders: prevalence and societal costs. *The Journal of clinical psychiatry*, 63, 4.
- Magán, I., Sanz, J., & García-Vera, M. P. (2008). Psychometric properties of a Spanish version of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in general population. *The Spanish journal of psychology*, 11(2), 626. <https://revistas.ucm.es/index.php/SJOP/article/download/SJOP0808220626A/28750/0>
- McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Erlbaum.
- Mineka, S., Watson, D., & Clark, L. A. (1998). Comorbidity of anxiety and unipolar mood disorders. *Annual review of psychology*, 49(1), 377–412. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.49.1.377>
- Mountjoy, C. Q., & Roth, M. (1982). Studies in the relationship between depressive disorders and anxiety states: Part 2. Clinical items. *Journal of affective disorders*, 4(2), 149–161. [https://doi.org/10.1016/0165-0327\(82\)90044-1](https://doi.org/10.1016/0165-0327(82)90044-1)
- Muñiz, J. (2005). *Análisis de los ítems*. Editorial la Muralla.
- Muñiz, J., Elosua, P., y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157. <https://www.unioviado.net/reunido/index.php/PST/article/view/9910>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory (3rd ed.)*. McGraw Hill.
- Osman, A., Barrios, F. X., Aukes, D., Osman, J. R., & Markway, K. (1993). The Beck Anxiety Inventory: Psychometric properties in a community population. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 15(4), 287–297. <https://doi.org/10.1007/BF00965034>
- Osman, A., Kopper, B. A., Barrios, F. X., Osman, J. R., & Wade, T. (1997). The Beck Anxiety Inventory: Reexamination of factor structure and psychometric properties. *Journal of clinical psychology*, 53(1), 7–14. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-4679\(199701\)53:1%3C7::AID-JCLP2%3E3.0.CO;2-S](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-4679(199701)53:1%3C7::AID-JCLP2%3E3.0.CO;2-S)
- Piotrowski, C. (2018). The status of the Beck inventories (BDI, BAI) in psychology training and practice: A major shift in clinical acceptance. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 23(3), e12112. <https://doi.org/10.1111/jabr.12112>
- Rajkumar, R. P. (2020). COVID-19 and mental health: A review of the existing literature. *Asian Journal of Psychiatry*, 102066. <https://doi.org/10.1016/j.ajp.2020.102066>
- Revelle, W. (2018). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research. R package version 1.8.12*. <https://cran.r-project.org/web/packages/psych/index.html>
- Ritchie, H., & Roser, M. (2018). Mental Health. *Our World in Data*. <https://our-worldindata.org/mental-health>
- Ruiz-Rodríguez, P. et al (2017). Impacto económico y carga de los trastornos mentales comunes en España: una revisión sistemática y crítica. *Ansiedad y Estrés*, 23(2-3), 118–123. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2017.10.003>
- 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://scielo.isciii.es/pdf/clinsa/v25n1/original4.pdf>
- Sanz, J., & Navarro, M. E. (2003). Propiedades psicométricas de una versión española del inventario de ansiedad de beck (BAI) en estudiantes universitarios [The psychometric properties of a spanish version of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in a university students sample]. *Ansiedad y Estrés*, 9(1), 59–84.
- Schumacker, R., & Lomax, R. (2016). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Routledge.
- Stagnaro, J. C. et al (2017). Estudio epidemiológico de salud mental en población general de la República Argentina. *Vertex*, 275. <http://www.editorialpolemos.com.ar/docs/vertex/vertex142.pdf#page=36>
- Tinsley, H. E., y Weiss, D. J. (1975). Interrater reliability and agreement of subjective judgments [Fiabilidad entre evaluadores y acuerdo de juicios subjetivos]. *Journal of Counseling Psychology*, 22(4), 358.
- Tornimbeni, S., Pérez, E., Olaz, F., de Kohan, N. C., Fernández, A., y Cupani, M. (2008). *Introducción a la psicometría*. Paidós.