

# Desarrollo y validación de una escala de ansiedad basada en el modelo de los Cinco Factores

## Development and Validation of an Anxiety Scale based on the Five Factors Model

✉ **Facundo Juan Pablo Abal<sup>1</sup>, Gabriela Susana Lozzia<sup>2</sup>, Horacio Félix Attorresi<sup>3</sup>**

<sup>1</sup> Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

<sup>1,2,3</sup> Instituto de Investigaciones de la Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Argentina.

### Autor de Correspondencia

Facundo Juan Pablo Abal  
afjp79@gmail.com

### Historia del artículo

Recibido: 03-06-2022

Aprobado: 14-03-2023

DOI: 10.18270/chps.v22i1.4001

### Declaración de disponibilidad de datos

Todos los datos relevantes están dentro del artículo, así como los archivos de soporte de información.

### Conflicto de intereses

No existen conflictos de intereses potenciales que puedan influir en el proceso de publicación.

### Como citar este artículo

Abal, J.P., Lozzia, G.S., & Attorresi, H. F. (2023). Desarrollo y validación de una escala de ansiedad basada en el modelo de los Cinco Factores. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 22(1), 1-16. <https://revistas.unbosque.edu.co/index.php/CHP>

### Nota del autor

La investigación que se presenta en este artículo fue realizada con subsidios de la Universidad de Buenos Aires (UBACyT2018 20020170100200BA y UBACyT 2020 20020190200156BA).

Copyright: ©2021.

La Revista Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología proporciona acceso abierto a todos sus contenidos bajo los términos de la licencia creative commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International (CC BY-NCND 4.0).

### Resumen

Se presenta el proceso de construcción de una escala para medir la faceta de ansiedad según el modelo de los Cinco Factores. A partir de una revisión de las definiciones teóricas y operacionales de autores expertos en el tema, se redactaron 13 ítems con formato tipo Likert. Estos ítems fueron sometidos a juicio experto y a una prueba piloto. Luego, se administraron a 742 adultos de población general, quienes residían en el área metropolitana de Buenos Aires, Argentina (55.3% mujeres, edad media = 38 años y  $DE = 13.9$  años). Se verificó la unidimensionalidad mediante un análisis factorial exploratorio. El ajuste del modelo de respuesta graduada de Samejima (2016) fue satisfactorio para todos los ítems. Se aportan evidencias de validez basadas en relaciones convergentes y discriminantes con el Inventario de los Cinco Factores (Big Five Inventory) y el SCL-90-R. No se halló funcionamiento diferencial del ítem por género. Se obtuvieron indicadores óptimos de consistencia interna (Alfa de Cronbach = .85, Alfa Ordinal = .88 y Omega Ordinal = .88). La fiabilidad marginal obtenida en el marco de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) resultó de .88 y la función de información del test fue adecuada en un rango amplio de niveles del rasgo latente. Se concluye que la escala de la faceta de ansiedad cuenta con evidencias de validez y confiabilidad suficientes que dan garantías para su aplicación.

**Palabras claves:** Ansiedad, Modelo de los Cinco Factores, Modelo de los Cinco Grandes, Modelo de Respuesta Graduada, Teoría de Respuesta al Ítem.

### Abstract

The process of constructing a scale to measure the anxiety facet -according to the Five Factor Model- is presented in the current study. Based on a review of the theoretical and operational definitions of expert authors in the field, 13 items were written with a Likert format. These items were subjected to expert judgment and a pilot test. Then, they were administered to 742 adults -55.3% women, with a mean age = 38 years and  $SD = 13.9$  years- who lived in the metropolitan area of Buenos Aires, Argentina. Unidimensionality was verified by an Exploratory Factor Analysis. The fit of the Samejima Graded Response Model (2016) was satisfactory for all items. Validity evidence was provided based on convergent and discriminant relations with the Big Five Inventory and the SCL-90-R. Any differential functioning of the item by gender was found. Optimal indicators of internal consistency were obtained (Cronbach's Alpha = .85, Ordinal Alpha = .88 and Ordinal Omega = .88). The marginal reliability obtained in the framework of the Item Response Theory was .88, and the Test Information Function was appropriate across a wide range of latent trait levels. It is concluded that the Scale of the anxiety facet has enough evidence of validity and reliability, which guarantees its application.

**Keywords:** Anxiety, Five Factor Model, Big Five Model, Graded Response Model, Item Response Theory

## Introducción

Si bien las conceptualizaciones sobre la ansiedad se desarrollaron desde múltiples corrientes teóricas y con diversos abordajes metodológicos, la perspectiva de la teoría de los rasgos de la personalidad recoge antecedentes que provienen de larga data en el estudio de las diferencias individuales. Entre las taxonomías multidimensionales, la delimitación de la ansiedad como un atributo relevante de la personalidad ya se registra en los modelos clásicos de Guilford, Cattell y Eysenck, así como en modelos más actuales, como el de Zuckerman (John, 2021). Entre las taxonomías unidimensionales, la operacionalización más ampliamente utilizada es la de Spielberger et al. (1983), en la que se distinguen el estado y el rasgo de ansiedad.

Con la hegemonía alcanzada en las últimas décadas por el Modelo de los Cinco Factores (Five Factor Model, FFM), la ansiedad encontró un lugar en la estructura de la personalidad como la faceta más representativa del dominio neuroticismo (Kajonius & Johnson, 2019). Aparece sistemáticamente en todas las propuestas taxonómicas del FFM en las que se incluyen facetas (Goldberg, 1993; Ivanova et al., 2021; Johnson, 2014; McCrae & Costa, 2010; Soto & John, 2017; Watson et al., 2019) y su contenido es predominante en la medición del neuroticismo cuando los instrumentos evalúan a nivel de los dominios (John et al., 1991; Rouco et al., 2022; Watson et al., 2022).

La definición teórica de la faceta de ansiedad, según Costa & McCrae (1995), se asienta en la experimentación del miedo; este rasgo se define como la predisposición a sentir temor de una forma inusualmente intensa o asidua. Las personas con altos niveles de ansiedad suelen experimentar nervios, tensión y preocupación, y a menudo piensan que algo peligroso está por suceder (Aguado et al., 2008; Sauer-Zavala & Barlow, 2021; Soto & John, 2017; Watson et al., 2019). Generalmente, son personas que suelen evitar el fracaso, no se involucran en actividades competitivas, no toman riesgos (Joseph & Zang, 2021) y usan su tiempo de ocio para realizar tareas que les permitan sentirse exitosos (Barnett, 2013). Los niveles bajos, en cambio, describen a una persona tranquila y relajada, que no piensa que las cosas pueden salir mal (Taylor & DeBruin, 2006).

La faceta de ansiedad se concibe como un rasgo de la personalidad normal. Sin embargo, los niveles más altos pueden resultar clínicamente atendibles dada su estrecha relación con cuadros psicopatológicos (Watson et al., 2022). Diversos estudios registraron asociaciones con la presencia de trastornos de pánico o agorafobia (Walton et al., 2017), ansiedad generalizada y fobia social (Goldstein et al., 2018; Khoo et al., 2022; Naragon-Gainey et al., 2009; Watson, 2018), trastornos alimentarios (Garrido et al., 2018; Gilmartin et al., 2023) y con formas subclínicas del trastorno dependiente (Furnham, 2018). Asimismo, se definió un polo desadaptativo para la faceta de ansiedad como parte del modelo dimensional para los trastornos de la personalidad, basado en el FFM (American Psychiatric Association, 2013). Allí se resalta su relevancia para el diagnóstico de los trastornos evitativo y límite (Sauer-Zavala & Barlow, 2021).

Más allá de su vinculación con trastornos mentales, algunos autores registraron beneficios de la faceta de ansiedad en el campo de la salud, demostrando que esta relación es más compleja de lo que se presupone. Gale et al. (2019) hallaron en un estudio longitudinal que la tendencia a sentir temor y preocupación podía predecir un menor riesgo de mortalidad. Los puntajes altos tienden a asociarse con el monitoreo permanente de posibles enfermedades y riesgos, lo que lleva a los sujetos a presentar comportamientos de prevención de manera más activa (Friedman, 2019; Landay et al., 2020; Matthews et al., 2021; Weiss & Deary, 2020).

La investigación en torno a esta faceta también mostró una asociación negativa con la adquisición y ejecución de habilidades cognitivas, marcando su trascendencia para el desempeño laboral y académico. Aunque el constructo no evalúa estados específicos de ansiedad, los niveles altos en la variable caracterizan a personas con probabilidad de presentar mayor intensidad en sus temores y

mayor grado de ansiedad basal (McCrae & Costa, 2010). De esta manera, es posible comprender los correlatos negativos de la ansiedad con la capacidad intelectual (Anglim et al., 2022; Rammstedt et al., 2018) y el aprendizaje de una lengua extranjera (Piechurska-Kuciel, 2020).

Son numerosas las escalas que operacionalizan la faceta de ansiedad desde la perspectiva del FFM. Estas se encuentran incluidas en cuestionarios más extensos que evalúan la totalidad de los rasgos definidos por el modelo (Aguado et al., 2008; Goldberg, 1993; Johnson, 2014; McCrae & Costa, 2010; Soto & John, 2017; Taylor & DeBruin, 2006; Watson et al., 2019). Con escasas excepciones (Abal et al., 2019; Gallardo-Pujol et al., 2022; Maples-Keller et al., 2017; Nieto et al., 2017), gran parte de los desarrollos y adaptaciones se han realizado siguiendo los lineamientos de la Teoría Clásica de los Test. No obstante, la investigación psicométrica actual propone incorporar las ventajas de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) para analizar las propiedades psicométricas de los instrumentos (Bock & Gibbons, 2021; Muñiz & Fonseca-Pedrero, 2019).

Aun cuando la TRI se desarrolló con fuerza en el ámbito de los test de comportamiento máximo, su implementación en ítems de personalidad ha ganado terreno pues ha mostrado su utilidad en el contexto aplicado (Abal et al., 2010, 2020; Sánchez-González et al., 2022; Reise & Revicki, 2015). La TRI no sólo permite un análisis de ítems más profundo, sino que aporta herramientas sustantivas para el estudio del funcionamiento diferencial de los reactivos y la construcción de bancos de ítems.

Siguiendo con lo expuesto, en este trabajo se propone la construcción de una escala para medir la faceta de ansiedad, basada en la definición del modelo de los cinco grandes y utilizando la TRI como marco psicométrico para la interpretación de las evidencias de validación. Con esta estrategia se busca adoptar un enfoque *top-down* que permita elaborar una escala basada en una estructura teórica reconocida a nivel internacional, pero que incluya elementos propios de las variantes culturales locales. De esta manera, se busca alcanzar una mayor eficiencia en la medición de la variable en el contexto aplicado de la evaluación psicológica en Argentina.

## Método

### Diseño

Se trata de un estudio instrumental conforme a la clasificación de diseños de investigación en Psicología de Ato et al. (2013).

### Participantes

Se contó con la colaboración de 742 personas (55.3% mujeres y 44.7% varones) residentes en el ámbito metropolitano de Buenos Aires. La edad de los participantes osciló entre 18 y 81 años, siendo 38 años la edad promedio ( $DE = 13,9$  años). Los sujetos se seleccionaron a partir de un muestreo no probabilístico por accesibilidad. El 52.2% de los participantes ha completado la educación secundaria, mientras que el 27,5% tiene un título universitario y el 12.6% se recibió en estudios terciarios. Con respecto a la situación laboral, el 79.6% de la muestra informó que realizaba algún tipo de actividad de medio tiempo o tiempo completo. Considerando que el estudio buscaba recolectar datos de población general, se aplicó un criterio de inclusión amplio, en donde se solicitaba ser argentino y mayor de 18 años. Se excluyó a las personas no dispuestas o incapacitadas para firmar el consentimiento informado y a quienes mantuvieran algún tipo de relación estrecha con los investigadores.

## Instrumentos

A continuación, se presentan los instrumentos incluidos en el protocolo de investigación para aportar evidencias de validez de la escala de Ansiedad:

**Cuestionario sociodemográfico.** Fue diseñado ad-hoc para los fines de esta investigación. Indaga variables tales como género, edad, estado civil, lugar de nacimiento, lugar de residencia, situación laboral y nivel de estudios alcanzado.

**Ítems de la faceta Ansiedad.** Se compone de 13 ítems (ver anexo), elaborados y seleccionados a partir de la definición de la faceta de ansiedad de McCrae & Costa (2010). Todos los elementos están redactados en sentido directo y se responden a partir de un formato de escala tipo Likert con cuatro puntos (*En desacuerdo*, *Ligeramente en desacuerdo*, *Ligeramente de acuerdo* y *De acuerdo*).

**Inventario de síntomas SCL-90-R.** Permite evaluar la frecuencia de sintomatología vinculada a trastornos psicológicos experimentados durante la última semana mediante un autoreporte. Consta de 90 ítems con formato de respuesta de cinco opciones; los ítems se agrupan para medir nueve dimensiones (somatización, obsesiones/compulsiones, sensibilidad interpersonal, depresión, ansiedad, hostilidad, ansiedad fóbica, ideación paranoide y psicoticismo). En cuanto a la consistencia interna, los ítems del inventario completo alcanzaron un alfa .96 para la muestra de este estudio, en tanto que para las dimensiones se registraron alfas entre .77 (hostilidad) y .86 (depresión) (Derogatis, 1994).

**Big Five Inventory (BFI, John et al., 1991).** Mide cinco dimensiones de la personalidad según el modelo de los Cinco Factores: extraversión, neuroticismo, agradabilidad, responsabilidad y apertura a la experiencia. Se administró la adaptación de Castro-Solano (2002) porque tiene características lingüísticas acordes al medio local y reúne garantías de calidad psicométrica suficientes. Consta de 44 ítems y el formato de respuesta tiene cinco opciones, ordenadas desde *Completo desacuerdo* a *Completo acuerdo*. Los alfa de Cronbach en este estudio oscilaron entre .78 (apertura) y .87 (extraversión).

## Procedimiento

En este apartado se detallan los procedimientos seguidos para el diseño de la escala Ansiedad y aplicación en la muestra de validación.

**Redacción de los ítems.** Se efectuó una revisión de instrumentos que operacionalizan la faceta de ansiedad en el marco del FFM, lo que permitió la elaboración de un mapa conceptual para el muestreo de los contenidos. En la Tabla 1, se sistematizaron los indicadores registrados en los instrumentos y se identificaron aquellos que presentan mayor frecuencia de aparición. La recopilación de ítems sirvió de inspiración para la redacción y selección de 13 ítems que cubrían los contenidos más relevantes.

**Tabla 1***Indicadores de la faceta Ansiedad en las distintas operacionalizaciones*

Autores	Instrumento	Cantidad de ítems	Preocupación	Temor	Tensión	Ansiedad	Nervios	Estrés	Sensibilidad interpersonal
Goldberg (1993)	NEO-IPIP	10	X	X	X		X	X	
Taylor & DeBruin (2006)	BTI	8	X	X	X		X		
McCrae & Costa (2010)	NEOPI-3	8	X	X	X	X			
Johnson (2014)	NEO-IPIP 120	4	X	X					X
Soto & John (2017)	BFI-2	4	X	X	X	X			X
Watson et al. (2019)	FI-FFM	10	X	X	X	X	X	X	X

*Nota.* X Indica la presencia del indicador en la operacionalización del constructo.

**Juicio experto y prueba piloto.** Se solicitó la opinión de cinco jueces expertos en modelos de la personalidad y psicometría con respecto al grado de congruencia de los ítems propuestos con la definición del constructo. Para el acuerdo entre jueces, se consideró como criterio un límite inferior superior a .50 del intervalo de confianza del V de Aiken (para un nivel de confianza del 90%). Además, los ítems se aplicaron en un estudio piloto con 45 sujetos de población general, con el fin de verificar que estos fueran comprensibles.

**Recolección de datos.** Los examinados respondieron el protocolo de manera individual y sin tiempo límite. Recibieron información sobre el propósito de la investigación y se destacó el carácter voluntario de su participación. Se ofrecieron garantías de confidencialidad sobre sus respuestas y no recibieron retribución por responder los cuestionarios. Estas condiciones fueron refrendadas con la obtención de un consentimiento explícito de los sujetos evaluados. El procedimiento seguido cuenta con el aval del Comité de conductas responsables de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires.

## Análisis de datos

**Aplicación de la TRI.** Mediante el programa FACTOR 11.05 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017), se analizó la estructura interna de la prueba con un Análisis Factorial Exploratorio (AFE). Como método para la extracción del factor, se utilizaron mínimos cuadrados no ponderados (ULS); además, la implementación óptima de análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) se aplicó como criterio de retención. También se examinó la proximidad a la unidimensionalidad con los índices ECV (Explained Common Variance) y MIREAL (Mean of Item Residual Absolute Loadings). Valores de ECV >0.90 y MIREAL < .30 permiten concluir que el constructo es esencialmente unidimensional y corroboran este supuesto requerido para la aplicación del Modelo de Respuesta Graduada (MRG, Samejima, 2016). El supuesto de independencia local de los ítems se estudió con el estadístico  $\chi^2_{LD}$  de Chen y Thissen (1997), y se adoptaron valores de  $\chi^2_{LD} < 10$  para concluir la dependencia local entre los distintos pares de ítems.

La estimación de parámetros del MRG se realizó mediante el método de máxima verosimilitud marginal con el programa IRTPRO, versión 4.2 (Cai et al., 2017). Siguiendo las características del MRG, para cada ítem se estimaron un parámetro de pendiente ( $a$ ) y tres parámetros de umbral ( $b_1$ ,  $b_2$  y  $b_3$ ) que segmentan la respuesta politómica de la escala Likert en sucesivas dicotomías. Así, el parámetro  $b_1$  debe ser entendido como un valor de umbral que separa las categorías En desacuerdo y Ligeramente en desacuerdo. Por lo tanto,  $b_1$  es el mínimo valor de rasgo necesario para tener una probabilidad mayor de .50 de contestar la opción Ligeramente en desacuerdo o una categoría superior. Consecuentemente, el parámetro  $b_2$  separa las categorías Ligeramente en desacuerdo y Ligeramente de acuerdo. En cuanto al ajuste, este se examinó ítem por ítem con el índice  $S-\chi^2$  de Kang y Chen (2011), considerando aceptable un  $p > .01$  (Toland, 2013).

**Estudio del DIF.** Se examinó el DIF en función del género del evaluado, utilizando la prueba modificada de Wald (Cai et al., 2017); esta examina diferencias significativas entre los parámetros estimados para cada grupo. La presencia de potencial DIF se consideró para valores de estadístico  $\chi^2$  de la prueba significativos al nivel del 5%.

**Evidencias de validez basadas en la relación con otras variables.** Se obtuvieron correlaciones de los  $\theta$  estimados para cada sujeto con las dimensiones sintomatológicas de la SCL-90-R y los cinco factores de la personalidad medidos por el BFI.

**Estudios de confiabilidad.** Se analizó la consistencia interna mediante los coeficientes alfa, alfa ordinal y omega, con sus respectivos intervalos de confianza. Estos indicadores se calcularon con el paquete UserFriendlyScience (Peters, 2014) del programa R. En el marco de la TRI, se obtuvo la fiabilidad marginal y la función de información del test para estudiar la precisión de la medida para distintos niveles del rasgo.

## Resultados

Todos los ítems alcanzaron un nivel de acuerdo aceptable entre los jueces expertos, superando un .50 en el límite inferior del intervalo de confianza del 90% para la  $V$  de Aiken. La mayoría de los ítems presentaron  $V = 1$  [.79; 1]. Sólo los ítems 2 y 6 mostraron un  $V = .9$  [.65; .98], mientras que el ítem 9 tuvo el acuerdo más bajo,  $V = .8$  [.54; .93]. En cuanto a la prueba piloto, los evaluados no manifestaron inconvenientes para la comprensión de los ítems y la consigna del instrumento. El AFE, realizado a partir de los ítems ( $KMO = .93$ ; Prueba Bartlett,  $\chi^2 = 2911.5$ ;  $gl = 78$ ;  $p < 0.001$ ) con la implementación óptima del análisis paralelo de Horn, indicó la extracción de un único factor dominante que describe un 63.6% de la varianza. Los índices de proximidad a la unidimensionalidad ( $ECV = .91$ ,  $MIREAL = .15$ ) también sugieren que el comportamiento manifiesto de los sujetos depende esencialmente de un único rasgo latente. Los  $\chi^2_{LD}$  de todos los pares de ítems fueron inferiores a 10, registrando un valor máximo de 8.9 en el cruce de los ítems 4 y 6. Estos resultados suponen que las respuestas a un ítem de los sujetos con un determinado nivel de rasgo son estadísticamente independientes de las respuestas de estos mismos sujetos a cualquier otro ítem de la prueba.

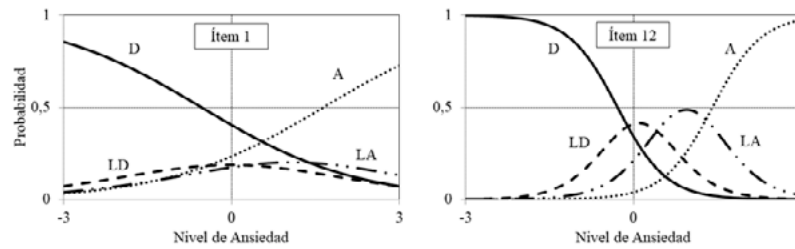
En la Tabla 2, se muestran los resultados de la calibración de los 13 ítems. Como es posible observar, los estadísticos  $S-\chi^2$  registraron  $p$ -valores mayores a .01 para todos los ítems, evidenciando un adecuado ajuste del modelo a los datos. Los parámetros de umbral estuvieron comprendidos entre -1.16 ( $b_1$  del ítem 5) y 3.24 ( $b_3$  del ítem 4). Este último parámetro fue el único que estuvo por fuera del rango de valores esperados (i.e., entre -3 y 3); sin embargo, resulta coherente en virtud de que se trata de un indicador del rasgo con un contenido extremo. El resto de los ítems tienden a localizarse, en términos generales, en los niveles medios del rasgo, con una mayor presencia de los  $b_2$  y  $b_3$  en valores por encima de la media.

**Tabla 2**  
**Calibración de los ítems y estudio de funcionamiento diferencial**

Ítem	Parámetros				Ajuste			Test de Wald	
	a (se)	b1 (se)	b2 (se)	b3 (se)	S- $\chi^2$	Gl	p	$\chi^2$ Total (gl = 3)	p
1	0.72 (0.08)	-0.54 (0.13)	0.51 (0.12)	1.64 (0.20)	102	90	.18	5.2	.16
2	1.72 (0.13)	-0.03 (0.06)	0.90 (0.07)	1.96 (0.12)	63	77	.88	7.1	.06
3	1.29 (0.10)	-1.16 (0.11)	0.08 (0.07)	1.19 (0.10)	77	82	.64	1.4	.70
4	0.96 (0.10)	0.69 (0.10)	1.95 (0.19)	3.24 (0.32)	83	85	.53	0.6	.89
5	1.36 (0.10)	-1.16 (0.11)	-0.02 (0.07)	1.22 (0.10)	83	81	.41	3.7	.30
6	1.30 (0.10)	-0.94 (0.10)	-0.12 (0.07)	1.10 (0.10)	91	81	.21	1.2	.75
7	1.73 (0.14)	0.19 (0.06)	0.95 (0.08)	1.70 (0.11)	58	77	.95	2.2	.54
8	2.16 (0.15)	-0.70 (0.07)	0.20 (0.06)	1.19 (0.07)	66	69	.58	1.3	.73
9	1.05 (0.09)	-0.88 (0.11)	0.29 (0.09)	1.61 (0.15)	80	88	.73	5.4	.14
10	2.25 (0.17)	-0.17 (0.06)	0.78 (0.06)	1.71 (0.10)	79	67	.15	0.2	.98
11	1.57 (0.12)	-0.11 (0.07)	0.63 (0.07)	1.67 (0.11)	82	80	.41	2.3	.51
12	2.29 (0.17)	-0.29 (0.06)	0.48 (0.06)	1.41 (0.08)	80	68	.16	3.8	.29
13	1.68 (0.13)	-0.40 (0.07)	0.69 (0.07)	1.74 (0.11)	69	77	.73	5.5	.14

Con respecto a los parámetros  $a$ , el valor medio fue de 1.54 ( $DE = 0.50$ ), lo que revela una discriminación promedio adecuada. Los ítems con valores de  $a$  más elevados mostraron curvas características óptimas, lo cual muestra que todas las opciones de la escala Likert discriminan en un rango específico del rasgo latente, como se ejemplifica con el ítem 12 en la Figura 1. En cambio, los ítems con  $a < 1$  mostraron curvas que describen respuestas de los sujetos más polarizadas en las categorías extremas de la escala Likert. Como muestran las curvas del ítem 1 (Figura 1), para los  $\theta < 0.6$  la respuesta más probable fue *Desacuerdo*, mientras que los sujetos que superaban ese valor tendieron a escoger *Acuerdo*. Las curvas de las categorías *Ligeramente en desacuerdo* y *Ligeramente de acuerdo* no resultaron máximamente probables para ningún  $\theta$ . Finalmente, los ítems 6 y 11 registraron curvas en las que sólo la categoría *Ligeramente en desacuerdo* no resultó máximamente probable para ningún rango del rasgo latente.



**Figura 1***Curvas características de los ítems 1 y 12*

En la Tabla 2, también se muestran los resultados obtenidos en el estudio del DIF mediante el test de Wald. Allí puede observarse que los estadísticos  $\chi^2$  ( $p > .05$ ) son compatibles con la hipótesis de que los ítems examinados no se comportan diferencialmente en función del género. Al comparar las medias de ambos grupos, se registró una diferencia de medias estadísticamente significativa ( $t(732) = 6.04$ ,  $p < .0001$ ), siendo las mujeres (*Media* = 29.2, *DE* = 8.8) quienes presentaron un puntaje promedio más elevado que los varones (*Media* = 25.5, *DE* = 7.9).

El estudio de la relación de la faceta de ansiedad con otras variables externas se resume en la Tabla 3. La asociación más intensa y positiva se da con neuroticismo del BFI; esto se contrapone con correlaciones relativamente bajas y negativas con el resto de las dimensiones del FFM. Con respecto a las variables de SCL-90-R, se registran asociaciones moderadas y significativas con todas las dimensiones, con coeficientes  $r$  de Pearson que oscilan entre .441 (hostilidad) y .675 (ansiedad). Entre los indicadores globales de SCL-90-R, se destaca la correlación con el índice de severidad global de .715, el cual describe el nivel de gravedad con que el sujeto percibe la sintomatología de los últimos siete días.

**Tabla 3***Relación de la faceta Ansiedad con las dimensiones del BFI y SCL90-R*

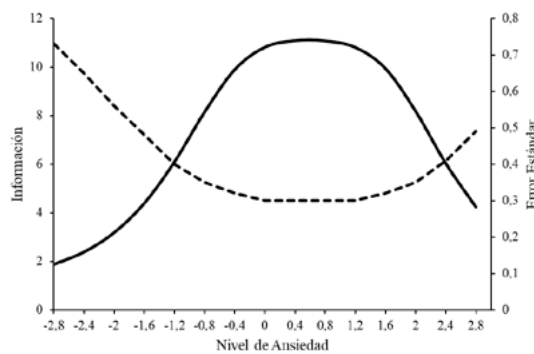
Instrumento	Dimensión	Ansiedad
BFI	Extraversión	-.209**
	Agradabilidad	-.254**
	Responsabilidad	-.326**
	Neuroticismo	.743**
SCL-90-R	Apertura	-.045
	Somatización	.553**
	Obsesiones/Compulsiones	.629**
	Depresión	.664**
	Sensibilidad Interpersonal	.583**
	Ansiedad	.675**
	Hostilidad	.441**
	Ansiedad Fóbica	.468**
	Ideación Paranoide	.536**
	Psicoticismo	.612**
Índice de Severidad Global	.715**	
Total de síntomas positivos	.304**	
Índice de malestar sintomático	.310**	

\*\*  $p < .001$



Los indicadores de confiabilidad, analizada de manera global, señalan que esta es considerable. El Alfa de Cronbach fue de .85, 95% IC [.83,.88] y los coeficientes son más elevados si se considera el carácter ordinal de la escala Likert, Alfa Ordinal = .88, 95% IC [.86, .90] y Omega Ordinal de .88, 95% IC [.86, .90]. La fiabilidad marginal obtenida en el marco de la TRI resultó de .88. La Función de Información (FI) muestra que la escala alcanza su máxima información entre 0.4 y 0.8 del nivel de ansiedad (Figura 2). En este rango, el error de estimación registró un valor mínimo de 0.30, equivalente a una confiabilidad clásica de .91. A pesar de que se observa un desplazamiento hacia la derecha de la FI respecto de la media del rasgo, el error se mantiene relativamente aceptable (0.56) para individuos con niveles de rasgos muy bajos ( $\theta = -2$ ).

**Figura 2**  
*Función de información y error estándar*



En la Tabla 4, se representan las normas del instrumento, basadas en puntajes con percentiles. El puntaje bruto se obtiene como resultado de la sumatoria de los puntajes asignados a los ítems, los cuales deben ser codificados de 1 a 4, según el orden creciente de las categorías de la escala Likert.

**Tabla 4**  
*Baremos en función del género*

Percentil	Puntaje bruto	
	Mujeres	Varones
5	16	14
10	18	16
20	21	18
25	22	19
30	24	20
40	26	22
50	28	25
60	31	27
70	34	29
75	35	30
80	38	32
90	42	37
95	45	40
N	421	332
Media	29.2	25.5
Desvío	8.81	7.91

## Discusión

El debate respecto al beneficio de evaluar la personalidad a partir de medidas estrechas (facetas) o amplias (dominio), aún no alcanzó respuestas concluyentes. Esto se da, en principio, porque algunos autores suponen que el facetamiento de los dominios no está consensuado, por lo que no deberían aceptarse medidas tan inestables en la estructura del FFM (Kelley & DeShong, 2023; Naragon-Gainey & Watson, 2014; Stewart et al., 2022). No obstante, la Ansiedad es una faceta que aparece indiscutiblemente en todas las operacionalizaciones del dominio *Neuroticismo*. Además, a nivel empírico, al identificar y medir únicamente las facetas más importantes para un determinado criterio, se puede potenciar la capacidad predictiva de la prueba. Tal es el caso de la ansiedad, que ha demostrado su relevancia en los contextos clínico (Goldstein et al., 2018; Hayne et al., 2022; Rammstedt et al., 2022; Sutin et al., 2022; Weiss&Deary, 2020), laboral (Anglim et al., 2022; McCord, 2020) y educativo (Apostolov & Geldenhuys, 2022; Mammadov, 2022; Piechurska-Kuciel, 2020; Rammstedt et al., 2018).

El proceso desarrollado para la construcción de un test que mida la faceta de ansiedad según el FFM, ha permitido recolectar un conjunto de evidencias que garantizan adecuadas propiedades psicométricas para su medición. La revisión instrumental y la crítica de jueces expertos brindan evidencias de validez basadas en el contenido, en tanto que la prueba piloto aporta pruebas de validez basadas en el proceso de respuesta a los ítems. En este orden de ideas, cabe señalar que, en lo que atañe a la redacción de los ítems, se utilizó intencionalmente un lenguaje coloquial, el cual se apartaba de la mención explícita de sintomatología ansiosa, como es habitual en otros inventarios, tales como el BAI (Beck & Steer, 1993) o la escala de SCL-90-R. Esta decisión se justifica en que la finalidad del instrumento construido corresponde con la medición de un rasgo de personalidad normal y el uso de terminología clínica puede impactar negativamente en los evaluados (Ormel et al., 2013).

En este punto, cabe mencionar que, en la redacción de los ítems, tampoco se incluyeron reactivos con sentido inverso (e.g. *Me preocupo por las cosas / No soy de preocuparme fácilmente por los acontecimientos*), ni con contenidos que presenten alto grado de solapamiento conceptual (e.g. *Me siento bien / Estoy satisfecho*). Los ítems con estas características son frecuentes en instrumentos tradicionales como el Neo-IPIP (Goldberg, 1993) o el Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (Spielberger et al., 1983). Sin embargo, se decidió evitar a priori su inclusión dado que el MRG requiere elementos localmente independientes y los ítems así redactados tienden a violar este supuesto (Abal et al., 2010).

Según los hallazgos del estudio factorial, los 13 ítems propuestos para la escala de la faceta de ansiedad se estructuran en un rasgo latente unidimensional, habilitando la posibilidad de aplicar el MRG. El ajuste de este modelo resultó satisfactorio para todos los ítems, aunque las curvas características de las respuestas de cuatro elementos mostraron que una o las dos categorías centrales de la escala Likert no fueron máximamente probables para ningún rango del espectro del rasgo. Si bien estos ítems se apartan de un comportamiento óptimo, no resulta aconsejable alterar el formato de respuesta porque las cuatro opciones han mostrado relevancia para identificar diferencias individuales en el resto de los reactivos.

Los estudios de diferencias de género realizados en el marco del FFM han registrado de manera sistemática que las mujeres son más propensas que los varones a experimentar ansiedad (Kajonius & Johnson, 2018). Esta misma tendencia fue observada para los puntajes promedio de la prueba aquí construida. Adicionalmente, el análisis del DIF en función del género permitió descartar que las diferencias observadas entre los grupos de mujeres y varones sean generadas artificialmente por el instrumento. Justamente, la ausencia de DIF refleja que los grupos interpretan de manera similar los ítems y que la prueba realiza mediciones invariantes en función del género.

Las correlaciones bivariadas obtenidas entre la faceta de ansiedad y las dimensiones del BFI responden a lo esperable desde una perspectiva teórica del FFM, lo cual aporta evidencias basadas en relaciones convergentes y discriminantes con otras variables. En efecto, la ansiedad mostró correlación elevada sólo con el neuroticismo, en tanto que para el resto de las dimensiones registró correlaciones bajas. Todas las dimensiones evaluadas con SCL-90-R y los índices globales se asociaron significativamente con la faceta de ansiedad. Esto es congruente con la definición misma de la faceta, ya que aquellos individuos con niveles altos de ansiedad tienden a estar preocupados a nivel general, pero muestran una preocupación específica con respecto a su salud. En este sentido, cabe aceptar que un sesgo en la atención los predisponga a manifestar una mayor severidad sintomatológica (Merckelbach et al., 2019).

Los coeficientes obtenidos para analizar la consistencia interna de la prueba resultaron elevados (entre .85 y .88) y son superiores respecto de los reportados para los test más reconocidos del FFM. En efecto, la faceta de ansiedad registra un alfa de Cronbach de .77 en el NEO-PI-3 (McCrae & Costa, 2010) y las versiones en castellano del cuestionario NEO presentan coeficientes ligeramente disminuidos. En el estudio de Costa & McCrea (2008), el cual se adelantó con población española, el alfa de Cronbach fue de .69, mientras que en un trabajo posterior de Sanz & García-Vera (2009), el coeficiente mostró un valor de .73. En el mismo orden, también se encuentra el alfa de Cronbach = .72 de la escala de Ansiedad del NEO-IPIP en muestras argentinas (Moran et al., 2020). No obstante, cabe señalar que la operacionalización aquí realizada tiene una mayor cantidad de ítems, lo que trae aparejado un aumento en el Alfa de Cronbach; sin embargo, se encuentra en desventaja porque tiene una escala Likert de menos opciones que los test tradicionales. Más allá de los coeficientes que permiten analizar la confiabilidad globalmente, la FIT ofrece información más exhaustiva para estudiar la precisión de la prueba para cada nivel del rasgo latente. Entonces, se observa que es relativamente fiable a lo largo de gran parte del espectro del rasgo, pero pierde precisión en niveles bajos y medio-bajos.

En conclusión, aun aceptando que el proceso de validación de un instrumento nunca finaliza, se asume que la escala de la faceta de ansiedad cuenta con evidencias de validez y confiabilidad suficientes y adecuadas que dan garantías para su aplicación. Futuros estudios buscarán contribuir a aumentar la variabilidad sobre las características sociodemográficas de la muestra ya que la actual está compuesta por un grupo considerable de personas con estudios superiores. Por otro lado, se avanzará en la obtención de un punto de corte en la escala de ansiedad para diferenciar a los sujetos con niveles clínicamente significativos. Otra cuestión que se debe considerar en el futuro, y aprovechando las ventajas que proporciona la modelización con TRI, es la conveniencia de probar una versión adaptativa de esta escala. Esto permitiría abreviar los tiempos de administración de la prueba a partir de un algoritmo que selecciona los elementos que muestran la máxima capacidad de discriminación a nivel del rasgo asociado con el punto de corte. Para ello, sería necesario desarrollar más ítems que puedan aportar información en los rangos del rasgo que son evaluados con menor precisión.

## Referencias

- Abal, F. J. P., Lozzia, G. S., Aguerri, M. E., Galibert, M. S., & Attorresi, H.F. (2010). La escasa aplicación de la teoría de respuesta al ítem en test de ejecución típica. *Revista Colombiana de Psicología*, 19(1), 111-122. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/psicologia/article/view/10377>
- Abal, F. J. P., Auné, S. E., & Attorresi, H. F. (2019). Construcción de un banco de ítems de facetas de neuroticismo para el desarrollo de un test adaptativo. *Psicodebate*, 19(1), 31-50. <https://doi.org/10.18682/pd.v19i1.854>
- Abal, F. J. P., Sánchez, J. F., Lozzia, G. S., & Attorresi, H. F. (2020). Escala de desesperanza de Beck (BHS): ventajas de una administración adaptativa. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 14(1), 71–82. <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.14106>
- Aguado, D., Lucia, B., Ponte, G., & Arranz, V. (2008). Análisis inicial de las propiedades psicométricas del Cuestionario BFCP de internet para la evaluación de Big-Five. *R.E.M.A. Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 13(2), 15-30. <https://doi.org/10.17811/rema.13.2.2008.15-30>
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Anglim, J., Dunlop, P. D., Wee, S., Horwood, S., Wood, J. K., & Marty, A. (2022). Personality and intelligence: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 148(5-6), 301-336. <https://doi.org/10.1037/bul0000373>
- Apostolov, N., & Geldenhuys, M. (2022). The role of neuroticism and conscientious facets in academic motivation. *Brain and Behavior*, 12, 2673. <https://doi.org/10.1002/brb3.2673>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barnett, L. A. (2013). What People Want from their Leisure. The Contributions of Personality Facets in Differentially Predicting Desired Leisure Outcomes. *Journal of Leisure Research*, 45(2), 150-191. <https://doi.org/10.18666/jlr-2013-v45-i2-3010>
- Beck, A. T., & Steer, R. (1993). *Beck Anxiety Inventory. Manual*. Psychological Corporation.
- Bock, R. D., & Gibbons, R. D. (2021). *Item Response Theory*. John Wiley & Sons.
- Cai, L., Thissen, D., & du Toit, S. (2017). *IRTPRO 3 for Windows* [Computer Software]. Scientific Software International, Inc.
- Castro-Solano, A. (2002). *Técnicas de evaluación psicológica en los ámbitos militares*. Paidós.
- Chen, W.-H., & Thissen, D. (1997). Local Dependence Indexes for Item Pairs Using Item Response Theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 22(3), 265–289. <https://doi.org/10.2307/1165285>
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1995). Domains and facets: Hierarchical personality assessment using the Revised NEO Personality Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 64(1), 21-50. [https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6401\\_2](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6401_2)
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (2008). NEO PI-R. *Inventario de Personalidad NEO Revisado* [Revised NEO Personality Inventory]. TEA Ediciones.
- Derogatis, L. R. (1994). *SCL-90-R: Administration, scoring and procedures manual*. National Computer Systems.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236–240. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Friedman, H. S. (2019). Neuroticism and health as individuals age. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 10, 25–32. <https://doi.org/10.1037/per0000274>

- Furnham, A. (2018). A Big Five facet analysis of sub-clinical dependent personality disorder (Dutifulness). *Psychiatry Research*, 270, 622–626. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.10.052>
- Gale, C. R., Čukić, I., Batty, G. D., McIntosh, A. M., Weiss, A., & Deary, I. J. (2019). When is higher neuroticism protective against death? Findings from UK Bio bank. *Psychological Science*, 28, 1345–1357. <https://doi.org/10.1177/0956797619829712>
- Gallardo-Pujol, D., Rouco, V., Cortijos-Bernabeu, A., Oceja, L., Soto, C. J., & John, O. P. (2022). Factor Structure, Gender Invariance, Measurement Properties, and Short Forms of the Spanish Adaptation of the Big Five Inventory-2. *Psychological Test Adaptation and Development*, 3(1), 44-69. <https://doi.org/10.1027/2698-1866/a000020>
- Garrido, S. J., Funes, P. N., Peñaloza Merlo, M. E., & Cupani, M. (2018). Personality traits associated with eating disorders and obesity in young Argentineans. *Eating and Weight Disorders – Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 23(5), 571-579. <https://doi.org/10.1007/s40519-018-0546-6>
- Gilmartin, T., Gurvich, C., Dipnall, J. F., & Sharp, G. (2023). One size does not fit all: Exploring how the five-factor model facets predict disordered eating behaviours among adolescent and young adult males and females. *British Journal of Psychology*, 114, 132– 158. <https://doi.org/10.1111/bjop.12601>
- Goldberg, L. R. (1993). The structure of phenotypic personality traits. *American Psychologist*, 48(1), 26–34. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.48.1.26>
- Goldstein, B. L., Kotov, R., Perlman, G., Watson, D., & Klein, D. N. (2018). Trait and facet-level predictors of first-on set depressive and anxiety disorders in a community sample of adolescent girls. *Psychological medicine*, 48(8), 1282–1290. <https://doi.org/10.1017/S0033291717002719>
- Hayne, D. P., Phillips, W., Cosh, S. M., & Price, I. (2022). Examining personality trait patterns in transdiagnostic dimensions of psychopathology. *Current Psychology*, 1-15. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03028-8>
- Ivanova, A., Mlačić, B., & Gorbaniuk, O. (2021). A comprehensive taxonomy and structure of Lithuanian personality-descriptive terms. *Journal of Research in Personality*, 95, 104159. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2021.104159>
- John, O. P. (2021). History, measurement, and conceptual elaboration of the BigFive trait taxonomy: The paradigm matures. In O. P. John & R. W. Robins (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 35–82). The Guilford Press.
- John, O. P., Donahue, E. M., & Kentle, R. L. (1991). *Big Five Inventory (BFI)* [Database record]. University of California, APA Psyc Tests. <https://doi.org/10.1037/t07550-000>
- Johnson, J. A. (2014). Measuring thirty facets of the five factor model with a 120-item public domain inventory: Development of the IPIP-NEO-120. *Journal of Research in Personality*, 51, 78–89. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2014.05.003>
- Joseph, E. D., & Zhang, D. C. (2021). Personality profile of risk-takers: An examination of the Big Five facets. *Journal of Individual Differences*, 42(4), 194–203. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000346>
- Kajonius, P. J., & Johnson, J. (2018). Sex differences in 30 facets of the five factor model of personality in the large public (N = 320,128). *Personality and Individual Differences*, 129, 126–130. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.03.026>
- Kajonius, P.J., & Johnson, J. (2019). Assessing the Structure of the Five Factor Model of Personality (IPIP-NEO-120) in the Public Domain. *Europe's Journal of Psychology*, 15(2), 260-275. <https://doi.org/10.5964/ejop.v15i2.1671>
- Kang, T., & Chen, T. T. (2011). Performance of the generalized S- $\chi^2$  item fit index for the graded response model. *Asia Pacific Education Review*, 12(1), 89-96. <https://doi.org/10.1007/s12564-010-9082-4>
- Kelley, K. & DeShong, H. L. (2023). Examining facet-level distinctions within the trait-interpersonal model of suicide risk. *Personality and Individual Differences*, 202, 11973. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2022.111973>

- Khoo, S., Stasik-O'Brien, S. M., Ellickson-Larew, S., Stanton, K., Clark, L. A., & Watson, D. (2022). The Predictive Validity of Consensual and Unique Facets of Neuroticism, Conscientiousness, and Agreeableness in Five Personality Inventories. *Assessment, 0*(0). <https://doi.org/10.1177/10731911221089037>
- Landay, K., Wood, D., Harms, P. D., Ferrell, B., & Nambisan, S. (2020). Relationships between personality facets and accident involvement among truck drivers. *Journal of Research in Personality, 84*, 103889. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2019.103889>
- Mammadov, S. (2022). Big Five personality traits and academic performance: A meta-analysis. *Journal of Personality, 90*, 222-255. <https://doi.org/10.1111/jopy.12663>
- Maples-Keller, J. L., Williamson, R. L., Sleep, C. E., Carter, N. T., Campbell, W. K., & Miller, J. D. (2017). Using item response theory to develop a 60-item representation of the NEO PI-R using the international personality item pool: development of the IPIP-NEO-60. *Journal of Personality Assessment, 101*(1), 4-15. <https://doi.org/10.1080/00223891.2017.1381968>
- Matthews, V. S., Stough-Hunter, A., & Marazita, J. M. (2021). Attitudes towards social distancing in response to COVID-19. *PublicHealthNursing, 38*, 1019-1029. <https://doi.org/10.1111/phn.12954>
- McCord, M. A. (2020). The relative importance of targets' neuroticism facets in relation to their perceptions of workplace mistreatment. *Stress and Health, 37*(3), 602-609. <https://doi.org/10.1002/smi.3005>
- McCrae, R. R., & Costa, P. T., (2010). *NEO Inventories Professional Manual*. Odessa. Psychological Assessment Resources.
- Merckelbach, H., Dandachi-FitzGerald, B., van Helvoort, D., Jelicic, M., & Otgaar, H. (2019). When Patients Overreport Symptoms: More Than Just Malingering. *Current Directions in Psychological Science, 28*(3), 321-326. <https://doi.org/10.1177/0963721419837681>
- Moran, V. E., Cupani, M., Ponce, G., Garrido, S. J., Azpilicueta, A. E., & Ghio, F. B. (2020). Inventario IPIP-NEO: Estabilidad y Validez de Estructura Interna, Convergente y Concurrente en Muestras Argentinas. *Acta de Investigación Psicológica, 10*(2), 27-42. <https://doi.org/10.22201/fpsi.20074719e.2020.2.344>
- Muñiz, J., & Fonseca-Pedrero, E. (2019). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema, 31*(1), 7-16. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>
- Naragon-Gainey, K., & Watson, D. (2014). Consensually Defined Facets of Personality as Prospective Predictors of Change in Depression Symptoms. *Assessment, 21*(4), 387-403. <https://doi.org/10.1177/1073191114528030>
- Naragon-Gainey, K., Watson, D., & Markon, K. E. (2009). Differential relations of depression and social anxiety symptoms to the facets of extraversion/positive emotionality. *Journal of abnormal psychology, 118*(2), 299-310. <https://doi.org/10.1037/a0015637>
- Nieto, M. D., Abad, F. J., Hernández-Camacho, A., Garrido, L. E., Barrada, J. R., Aguado, D., & Olea, J. (2017). Calibrating a new item pool to adaptively assess the Big Five. *Psicothema, 29*(3), 390-395. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.391>
- Ormel, J., Jeronimus, B. F., Kotov, R., Riese, H., Bos, E. H., Hankin, B., Rosmalen, J., & Oldehinkel, A. J. (2013). Neuroticism and common mental disorders: meaning and utility of a complex relationship. *Clinical Psychology Review, 33*(5), 686-697. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2013.04.003>
- Peters, G. J. Y. (2014). The alpha and the omega of scale reliability and validity: Why and how to abandon Cronbach's alpha and the route towards more comprehensive assessment of scale quality. *European Health Psychologist, 16*(2), 56-69. <https://doi.org/10.31234/osf.io/h47fv>
- Piechurska-Kuciel, E. (2020). *The Big Five in SLA (1st ed.)*. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-59324-7>
- Rammstedt, B., Lechner, C. M., & Weiß, B. (2022). Does personality predict responses to the COVID-19 crisis? Evidence from a prospective large-scale study. *European Journal of Personality, 36*(1), 47-60. <https://doi.org/10.1177/0890207021996970>
- Rammstedt, B., Lechner, C., & Danner, D. (2018). Relationships between Personality and Cognitive Ability: A Facet-Level Analysis. *Journal of Intelligence, 6*(2), 28. <https://doi.org/10.3390/jintelligence6020028>



- Reise, S. P. & Revicki, D.A. (2015). *Handbook of Item Response Theory Modeling Applications to Typical Performance Assessment*. <https://doi.org/10.4324/9781315736013>
- Rouco, V., Cengia, A., Roberts, R., Kemper, C., & Ziegler, M. (2022). The Berlin Multi-Facet Personality Inventory. *Psychological Test Adaptation and Development*, 3(1), <https://doi.org/10.1027/2698-1866/a000021>
- Samejima, F. (2016). Graded Response Model. En W. J. van der Linden (Ed.). *Handbook of Item Response Theory, Volume 1: Models* (pp. 95-108). Chapman y Hall/CRC.
- Sánchez-González, J. F., Attorresi, H. F., & Abal, F. J. P. (2022). Avances en el estudio de la continuidad del neuroticismo y su variante desadaptativa: aplicación de la teoría de respuesta al ítem. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 18(1), 223-236. <https://doi.org/10.15332/22563067.6125>
- Sanz, J., & García-Vera, M. P. (2009). Nuevos baremos para la adaptación española del Inventario de Personalidad NEO Revisado (NEO PI-R): fiabilidad y datos normativos en voluntarios de la población general. *Clínica y Salud*, 20(2), 131-144. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180613879003>
- Sauer-Zavala, S. & Barlow, D. H. (2021). *Neuroticism: A New Framework for Emotional Disorders and Their Treatment*. The Guilford Press.
- Soto, C. J., & John, O. P. (2017). The next Big Five Inventory (BFI-2): Developing and assessing a hierarchical model with 15 facets to enhance bandwidth, fidelity, and predictive power. *Journal of personality and social psychology*, 113(1), 117–143. <https://doi.org/10.1037/pspp0000096>
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R., Vagg, P. R., & Jacobs, G. A. (1983). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Consulting Psychologists Press.
- Stewart, R. D., Möttus, R., Seeboth, A., Soto, C. J., & Johnson, W. (2022). The finer details? The predictability of life outcomes from Big Five domains, facets, and nuances. *Journal of Personality*, 90, 167–182. <https://doi.org/10.1111/jopy.12660>
- Sutin, A. R., Luchetti, M., Aschwanden, D., Sesker, A. A., Zhu, X., Stephan, Y., & Terracciano, A. (2022). Five-factor model personality domains and facets associated with markers of cognitive health. *Journal of Individual Differences*. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000383>
- Taylor, N., & De Bruin, G. P. (2006). *BTI. Manual of the Basic Traits Inventory*. JvR.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209–220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Toland, M. (2013). Practical guide to conducting an item response theory analysis. *The Journal of Early Adolescence*, 34(1), 120-151. <https://doi.org/10.1177/0272431613511332>
- Walton, K. E., Pantoja, G., & McDermut, W. (2017). Associations between lower order facets of personality and dimensions of mental disorder. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 40(3), 465-475. <https://doi.org/10.1007/s10862-017-9633-7>
- Watson, D. (2018). *Neuroticism/Negative Affectivity*. En B. Olatunji (Ed). *The Cambridge Handbook of Anxiety and Related Disorders II* (91-120). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108140416.005>
- Watson, D., Clark, L. A., Simms, L. J., & Kotov, R. (2022). Classification and assessment of fear and anxiety in personality and psychopathology. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 142, 104878. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2022.104878>.
- Watson, D., Nus, E., & Wu, K. D. (2019). Development and Validation of the Faceted Inventory of the Five-Factor Model (FI-FFM). *Assessment*, 26(1), 17–44. <https://doi.org/10.1177/1073191117711022>
- Weiss, A., & Deary, I. J. (2020). A New Look at Neuroticism: Should We Worry So Much About Worrying? *Current Directions in Psychological Science*, 29(1), 92-101. <https://doi.org/10.1177/0963721419887184>



## Anexo

### Escala de Ansiedad

Este inventario consta de 13 frases. Te pedimos que leas atentamente cada uno de los enunciados y marques la respuesta que mejor refleje tu forma de pensar, sentir o actuar. Tienes cuatro opciones de respuesta: “En desacuerdo”, “Ligeramente en desacuerdo”, “Ligeramente de acuerdo” y “De acuerdo”. No es necesario ser un experto para contestar este cuestionario porque no tiene respuestas correctas o incorrectas. Contesta con sinceridad y trata de expresar tus opiniones de la forma más precisa posible.

Ítems	En desacuerdo	Ligeramente en desacuerdo	Ligeramente de acuerdo	De acuerdo
1. Suelo tener problemas digestivos a causa de mis nervios.	1	2	3	4
2. Estoy tenso la mayor parte del tiempo.	1	2	3	4
3. Me cuesta olvidar las cosas desagradables que me pasaron, vuelvo a recordarlas una y otra vez.	1	2	3	4
4. Los demás suelen decirme que soy miedoso.	1	2	3	4
5. Me cuesta manejar la incertidumbre que siento por el futuro.	1	2	3	4
6. A veces me siento ansioso sin una razón aparente.	1	2	3	4
7. Tengo miedos algo exagerados.	1	2	3	4
8. Me estreso fácilmente.	1	2	3	4
9. Mis preocupaciones suelen quitarme el sueño.	1	2	3	4
10. Generalmente los problemas me abruman.	1	2	3	4
11. A veces siento que me invento problemas en donde otros podrían actuar sin preocuparse.	1	2	3	4
12. A menudo me siento agobiado por mis emociones.	1	2	3	4
13. Cualquier imprevisto me pone nervioso.	1	2	3	4