

AUTORES

Gisela Matrángolo

matrangolo.gisela@maimonides.edu
 Facultad de Humanidades, Universidad Maimónides
 Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
 Gisela Matrángolo <https://orcid.org/0000-0001-5870-5271>

Twitter

Gisela Matrángolo: @gisematrangolo

Susana Azzollini

Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires
 Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
 Susana Azzollini <https://orcid.org/0000-0002-3192-5087>

Twitter

Susana Azzollini: @SusanaAzzollin

Hugo Simkin

Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires
 Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
 Hugo Simkin <https://orcid.org/0000-0001-7162-146X>

Twitter

Hugo Simkin: @hugosimkin

PHQ-9 Validez Argentina

Anuario de Psicología

N.º 52/2 | 2022 | págs. 155-167

Enviado: 31 de diciembre de 2020

Aceptado: 6 de abril de 2021

DOI: 10.1344/ANPSIC2022.52/2.5

ISSN: 0066-5126 | © 2022 Universitat de Barcelona. All rights reserved.

Evidencias de validez de la versión argentina del Cuestionario de Salud del Paciente – 9

Gisela Matrángolo, Susana Azzollini, Hugo Simkin

Resumen

El objetivo de este trabajo es presentar las evidencias de validez del Cuestionario de Salud del Paciente – 9 (PHQ-9, por sus siglas en inglés) para adultos argentinos. El PHQ-9 cuenta con nueve ítems de trastorno depresivo mayor. En el contexto local, el PHQ-9 muestra propiedades psicométricas adecuadas: indicadores de confiabilidad ω .835 y α .857, y apropiados índices de ajuste (RMSEA = .053, CFI = .99). Asimismo, se evalúa la validez externa presentando correlaciones de .49 y .63 en las distintas dimensiones del Cuestionario Internacional de Trauma (ITQ, por sus siglas en inglés), que mide el trastorno de estrés postraumático y el estrés postraumático complejo. Estos resultados proporcionarían indicios de validez externa. Se concluye que el PHQ-9 presenta propiedades psicométricas adecuadas para su uso en la población argentina.

Palabras clave

Depresión, evaluación, validez.

Frases/highlights

El objetivo de este trabajo es presentar las evidencias de validez del Patient Health Questionnaire – 9 (PHQ-9), un cuestionario sobre la salud del paciente que permite evaluar la sintomatología y gravedad del trastorno depresivo mayor en adultos argentinos.

El PHQ-9 muestra propiedades psicométricas adecuadas: indicadores de confiabilidad (ω .835; α .857) y apropiados índices de ajuste (RMSEA = .053; CFI = .99).



Evidències de validesa de la versió argentina del qüestionari de salut del pacient-9 (QSP-9)

Resum

L'objectiu d'aquest treball és presentar les evidències de validesa del qüestionari de salut del pacient-9 (QSP-9; en anglès, *Patient Health Questionnaire-9*, PHQ-9) per a adults argentins. El QSP-9 inclou nou ítems de trastorn depressiu major. En el context local, el QSP-9 mostra propietats psicòmètriques adequades: indicadors de confiabilitat ω .835 i α .857 i índexs d'ajust apropiats, error quadrat mitjà d'arrel d'aproximació (RMSEA) = ,053; índex d'ajust comapratiu (CFI) = 99. Així, es va avaluar la validesa externa del qüestionari presentant correlacions de ,49 i ,63 en les diferents dimensions del qüestionari internacional del trauma (*international trauma questionnaire*, ITQ), que avalua el trastorn d'estrès posttraumàtic i estrès posttraumàtic complex. Aquests resultats proporcionen indicis de validesa externa. Es conclou que el QSP-9 presenta propietats psicòmètriques adequades per al seu ús en la població argentina.

Paraules clau

Depressió, avaluació, validesa.

Evidence of validity of the Argentine version of Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9)

Abstract

The aim of this work is to present evidence of validity of Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) for Argentine adults. The PHQ-9 has 9 items that allow evaluating symptoms of Major Depressive Disorder. In the local context, the PHQ-9 shows adequate psychometric properties: reliability indicators ω .835 and α .857 and adequate adjustment indices, RMSEA = .053, CFI = 99. Thus, external validity was also evaluated, presenting correlations of .49 and .63 in the different dimensions of the International Trauma Questionnaire (ITQ), which evaluates Post-Traumatic Stress Disorder and Complex Post-Traumatic Stress. These results would provide evidence of external validity. It is concluded that the PHQ-9 presents adequate psychometric properties for its use in the Argentine population.

Keywords

Depression, evaluation, validity.

Actualmente la depresión es considerada uno de los trastornos psicológicos de mayor prevalencia en el mundo (Sánchez-Díaz *et al.*, 2017; Villanueva, 2013). Si bien se han utilizado distintas herramientas para su evaluación, el Cuestionario de Salud del Paciente – 9 (en adelante, PHQ-9, por sus siglas en inglés), es uno de los instrumentos más empleados (Familiar *et al.*, 2015) y fue diseñado a partir de los criterios sintomatológicos indicados por el manual de psiquiatría DSM-IV para el diagnóstico de trastorno depresivo mayor (Kroenke *et al.*, 2001).

Desde su formulación, el PHQ-9 ha sido utilizada en distintos países, como Alemania (Hinz *et al.*, 2016), Arabia Saudita (Abdelwahid & Al-shahrani, 2011; Al-qadhi *et al.*, 2014), Argentina (Urtasun *et al.*, 2019), Australia (Arnold *et al.*, 2019; Carey *et al.*, 2016), Brasil (Chagas *et al.*, 2013; Lima Osório *et al.*, 2009), Camerún (Pence *et al.*, 2013), Chile (Tomas Baader *et al.*, 2012), China (Xiong *et al.*, 2015), Corea (Han *et al.*, 2008), Chipre (Karekla *et al.*, 2012), España (Diez-Quevedo *et al.*, 2001; González-Blanch *et al.*, 2018; Ros Montalbán *et al.*, 2010), Estados Unidos (Granillo, 2012; Kroenke *et al.*, 2016; Liu *et al.*, 2011; Merz *et al.*, 2011; Patel *et al.*, 2019), India (Suvarna, 2007), Kenia (Omoro *et al.*, 2006), Inglaterra (Boothroyd *et al.*, 2019), Japón (Doi *et al.*, 2018), Líbano (Sawaya *et al.*, 2016), Malasia (Azah *et al.*, 2005), México (Familiar *et al.*, 2015), Nepal (Kohrt *et al.*, 2016), Nigeria (Adewuya *et al.*, 2006), Perú (Zhong *et al.*, 2014), Portugal (Monteiro *et al.*, 2013), Sudáfrica (Cholera *et al.*, 2014) y Taiwán (Liu, Yeh, Huang, Sun & Tjung, 2011). Asimismo, la técnica ha sido utilizada en

distintas poblaciones: personas con diagnóstico de depresión (Tomas Baader *et al.*, 2012), adultos mayores (Bélangier *et al.*, 2019; Han *et al.*, 2008), pacientes con distintas afecciones (e.g., trastornos inmunitarios, cáncer, hipertensión arterial, trastornos endocrino-metabólicos, dificultades en la locomoción, trastornos genito-urinarios, enfermedades infecciosas y respiratorias) (Diez-Quevedo *et al.*, 2001; Kroenke *et al.*, 2016; Omoro *et al.*, 2006), personas con epilepsia (Rathore *et al.*, 2015), personas con enfermedad de Parkinson (Chagas *et al.*, 2013), personas en proceso de hemodiálisis (Chilcot *et al.*, 2018; Watnick *et al.*, 2005), personas con VIH (Cholera *et al.*, 2014; Pence *et al.*, 2013), personas inmigrantes (Carta *et al.*, 2016; Liu *et al.*, 2011), mujeres embarazadas (Sidebottom *et al.*, 2012), personas con diagnóstico de trastorno del espectro autista (Arnold *et al.*, 2019), estudiantes universitarios (Adewuya *et al.*, 2006; Karekla *et al.*, 2012; Monteiro *et al.*, 2013) y soldados (Elhai *et al.*, 2012).

Si bien el PHQ-9 ha demostrado propiedades psicométricas aceptables (CFI \geq .95; RMSEA \leq .08), existe cierta disparidad de criterios respecto a su estructura factorial, que oscila entre el modelo de un factor (Familiar *et al.*, 2015; Huang *et al.*, 2006), distintos modelos de dos factores (Boothroyd *et al.*, 2019; Granillo, 2012; Patel *et al.*, 2019; Zhong *et al.*, 2014) y el modelo bifactorial (Arnold *et al.*, 2019; Doi *et al.*, 2018) (véase la [tabla 1](#)).

Mientras que algunos autores testaron el modelo unifactorial a partir de un análisis factorial exploratorio, sin compararlo con modelos alternativos (Familiar *et al.*, 2015; Huang *et al.*, 2006), otros autores lo compararon con el modelo bifactorial y con distintas versiones de mo-

Tabla 1. Estudios de evidencias de validez del PHQ-9

Autores	Año	País	Muestra	N	CFI	RMSEA	Factores
Arnold <i>et al.</i>	2019	Australia	Personas con diagnóstico de trastorno del espectro autista	345	0.98	0.07	Bifactorial
Bélanger <i>et al.</i>	2019	EE. UU.	Adultos mayores	1734 785	0.96	0.05	Unifactorial
Boothroyd <i>et al.</i>	2019	Inglaterra	Personas que consultaron servicios de atención primaria	11951	0.98	0.08	Dos factores
Patel <i>et al.</i>	2019	EE. UU.	Adultos	31366	0.98	0.03	Dos factores
Doi <i>et al.</i>	2018	Japón	Personas con diagnósticos de trastornos psiquiátricos	371	0.98	0.05	Unifactorial
Doi <i>et al.</i>	2018	Japón	Adultos sin diagnóstico psiquiátrico	2459	0.98	0.07	Bifactorial
González-Blanch <i>et al.</i>	2018	España	Pacientes consultantes de centros médicos de atención primaria	228	0.95	0.05	Unifactorial
Hinz <i>et al.</i>	2016	Alemania	Pacientes con cáncer	3592	0.95	0.07	Dos factores
Familiar <i>et al.</i>	2015	México	Mujeres docentes	55555	0.98	0.07	Unifactorial
Zhong <i>et al.</i>	2014	Perú	Mujeres embarazadas	1517	Sin datos	0.06	Dos factores
Elhai <i>et al.</i>	2012	EE. UU.	Soldados	2615	0.96	0.05	Dos factores
Granillo	2012	EE. UU.	Mujeres estudiantes	17806	0.99	0.07	Dos factores
Merz <i>et al.</i>	2011	EE. UU.	Mujeres hispanoamericanas	479	0.95	0.03	Unifactorial
Crane <i>et al.</i>	2010	EE. UU.	Pacientes con VIH	1917	0.98	0.07	Unifactorial
Williams <i>et al.</i>	2009	EE. UU.	Personas con lesión medular	202	0.98	0.00	Unifactorial



delos de dos factores (Bélanger *et al.*, 2019; Williams *et al.*, 2009).

En esta línea, Williams *et al.* (2009) compararon el modelo unifactorial con modelos de dos factores y concluyeron que, si bien los índices de ajustes son apropiados para todos los casos, no había argumentos suficientes para segregar los síntomas cognitivos y somáticos, en tanto los distintos grupos de síntomas aportaron de igual medida al diagnóstico de depresión; por este motivo, se inclinaron por una versión unifactorial. Por su parte, Patel *et al.* (2019) compararon la versión unifactorial y distintas versiones de modelos de dos factores, y observando de igual manera que todas las versiones contaron con índices de ajuste aceptables. No obstante, estos autores optaron por una solución de dos factores (cognitivo y somático-afectivo), ya que consideraron la depresión como un trastorno multifacético, además de observar una alta correlación entre los ítems y los factores que los llevó a suponer un factor de primer orden, en este caso el trastorno depresivo mayor. A la vez, consideraron de mayor utilidad para la investigación la versión de dos factores, ya que distintos grupos de síntomas han sido asociados diferencialmente a distintos problemas de salud (Patel *et al.*, 2019). En el mismo sentido, una amplia variedad de estudios apoyaron dos soluciones de dos factores: la primera, compuesta por seis ítems que conforman el factor cognitivo-afectivo (ítems: 1, 2, 6, 7 y 9) y tres ítems que pertenecen al factor

somático (ítems 3, 4 y 5) (Boothroyd *et al.*, 2019; Granillo, 2012; Patel *et al.*, 2019; Zhong *et al.*, 2014); la segunda, compuesta por cuatro ítems no-somáticos (ítems 1, 2, 6 y 9) y cinco ítems somáticos (3, 4, 5, 7 y 8) (Elhai *et al.*, 2012; Hinz *et al.*, 2016).

Finalmente, el cuarto modelo alternativo en la literatura es el modelo bifactorial (Arnold *et al.*, 2019; Doi *et al.*, 2018). Doi *et al.* (2018) se inclinaron por este modelo debido a que presentó índices de ajuste más apropiados que los modelos unifactorial y de dos factores, y a que permite continuar utilizando los puntos de corte y la puntuación total de la escala unidimensional, al tiempo que resulta factible emplear el modelo estructural bidimensional para observar los síntomas en más detalle. En el caso del estudio realizado por Arnold *et al.* (2019), se observó que en pacientes con autismo el modelo de dos factores se presentaba como más adecuado que el unifactorial, más apropiado en la población control. Así, en este estudio, la elección del modelo bifactorial respondió fundamentalmente a que permite utilizar el puntaje total del PHQ-9 (Arnold *et al.*, 2019).

Aunque el cuestionario mostró índices de ajuste apropiados en distintas soluciones factoriales, se destaca que el 57,6 % de los estudios indican como más adecuada una solución unifactorial (Lamela *et al.*, 2020). La mayoría de las investigaciones que dieron lugar a estos resultados se realizaron en población general, al tiempo que en menor

medida esta misma estructura se observó en población clínica (Lamela *et al.*, 2020). En hispanohablantes, González-Blanch *et al.* (2018) sugieren una mayor parsimonia en la estructura unifactorial en participantes asistentes a un centro de atención primaria. En la misma línea, Familiar *et al.* (2015) indicaron una estructura unifactorial como la más apropiada a partir de un estudio realizado en mujeres mexicanas. Estos hallazgos son similares a los presentados por Donlan y Lee (2010) en indígenas mexicanos inmigrantes en Estados Unidos. Sin embargo, en Sudamérica, un estudio realizado en Perú en mujeres embarazadas indicó un mejor ajuste para una solución de dos factores (somático y no somático) (Zhong *et al.*, 2014).

A partir de los datos presentados en las investigaciones antes descritas, se observa que no existe un modelo definitivo de la estructura factorial del PHQ-9. Por este motivo, explorar la estructura factorial en el contexto local presenta una particular relevancia. En este sentido, el PHQ-9 fue recientemente administrado en 169 pacientes reclutados en dos centros de atención primaria de salud y dos centros de salud mental de la Ciudad de Buenos Aires, y se reportó una adecuada confiabilidad ($\alpha = 0.87$) (Urtasun *et al.*, 2019). Los autores se interesaron particularmente por establecer los puntos de corte para el diagnóstico del TDM, y consideraron tres valores para la sintomatología: leve (cuando los valores obtenidos oscilan entre los 6 y los 8 puntos), moderada (de 9 a 14 puntos) y severa (más de 15 puntos) (Urtasun *et al.*, 2019).

Con el fin de aportar evidencias de validez en favor de la generalización del modelo, el presente estudio se propone continuar las indagaciones locales explorando las evidencias de validez del PHQ-9 en nuestro contexto. A tal efecto se comparan los cuatro modelos presentados: 1) unifactorial, 2) modelo de dos factores cognitivo-afectivo/somático, 3) modelo de dos factores (no somático y somático) y 4) modelo bifactorial. Posteriormente se realiza una validación cruzada por sexo y se presentan evidencias de validez externa.

MÉTODO

Diseño y participantes

Para la elaboración de este estudio se utilizó un diseño instrumental (Montero & León, 2007). La muestra, de tipo intencional, incluye a 1.100 adultos residentes en la ciudad y la provincia de Buenos Aires con edades que oscilan entre los 18 y los 83 años ($M = 44,87$; $DE = 13,46$) y de ambos sexos: 440 hombres (39,6 %) y 670 mujeres (60,4 %). La participación fue voluntaria y los sujetos firmaron un consentimiento informado antes de su participación. Se administró un instrumento compuesto por un cuestionario sociodemográfico utilizado *ad hoc*, que les solicitaba consignar la edad, el sexo, el lugar de residencia y si se hallaban en tratamiento psiquiátrico o psicológi-

co en la actualidad o en los últimos cinco años; por el cuestionario PHQ-9 y por el Cuestionario Internacional de Trauma (ITQ, por sus siglas en inglés). Se destaca que no se ha brindado ningún tipo de compensación económica para los participantes.

Instrumentos

- *Cuestionario de Salud del Paciente – 9, o Patient Health Questionnaire – 9 (PHQ-9)*. El PHQ-9 (Kroenke *et al.*, 2001) es una breve medida de autoinforme que evalúa la presencia y gravedad de la sintomatología depresiva, compuesta de solo nueve ítems (e.g., «Escaso interés o placer en hacer cosas»). Las respuestas se organizan mediante una escala Likert de cuatro puntos, desde 0 = «No, en absoluto» hasta 3 = «Casi todos los días» (Kroenke *et al.*, 2010) y se pidió a los participantes que consignaran, en las últimas dos semanas, cuán a menudo se habían sentido afectados por alguno de los síntomas que se detallaban a continuación, según la escala (0 = «Nunca»; 3 = «Casi todos los días»).
- *Cuestionario Internacional de Trauma, o International Trauma Questionnaire (ITQ)*. Basado en el CIE-11, el ITQ (Cloitre *et al.*, 2019, 2009) se compone de doce ítems compatibles al diagnóstico de TEPT (seis ítems) y de TEPT complejo (TEPTC) (seis ítems) propuesto por el CIE-11. La subescala de TEPT se compone de tres dimensiones: 1) reexperimentación (dos ítems) (e.g., «¿Ha experimentado recuerdos o imágenes desagradables y repetitivas del suceso de forma involuntaria?»); 2) evitación conductual/cognitiva (dos ítems) (e.g., «¿Ha evitado personas, lugares, situaciones o actividades que provocan recuerdos, pensamientos o sentimientos relacionados con el suceso porque le crea malestar emocional?»); y 3) sensación de amenaza-hiperactivación (dos ítems) (e.g., «¿Ha estado hiperalerta, hipervigilante o “en guardia”?»). La subescala TEPTC se compone de tres dimensiones: 1) desregulación afectiva (e.g., «Cuando estoy enojado/a, me toma mucho tiempo calmarme»); 2) autoconcepto negativo (e.g., «Me siento inútil»); y 3) problemas en las relaciones (e.g., «Me resulta difícil sentirme emocionalmente cerca de otras personas») (Cloitre *et al.*, 2019, 2009). A los participantes se les solicitó que consignaran en qué medida les han afectado, en el último mes, los síntomas representados en los ítems del cuestionario (0 = «Nada»; 4 = «Extremadamente»). Para el presente estudio se ha empleado una versión adaptada al contexto argentino que ha reportado propiedades psicométricas adecuadas en cuanto a su validez (NNFI = .98; CFI = .99; RMSEA = .054) y confiabilidad ($.898 \leq \omega \leq .940$) (Matrángolo *et al.*, en evaluación).

Procedimiento

Con el objetivo de conocer las propiedades psicométricas del PHQ-9, se llevó a cabo la retrotraducción de la técnica

original considerando mantener el sentido psicológico de cada término (González-Ruiz & Bolaños-Medina, 2016). Los datos fueron recogidos mediante un cuestionario desde junio de 2019 hasta julio de 2020 a través de redes sociales, como Facebook e Instagram, a través de *Facebook Ads*. Al publicar un anuncio, al anunciante se le proporciona un conjunto de características que definirán su mercado objetivo. Entre tales características se incluyen el sexo, la ubicación geográfica, la edad, la ocupación y el estado civil, así como diversos intereses: música, consumo audiovisual, orientación política y religión, entre otros. El servicio, pensado inicialmente para fines del mercado, se presenta en la actualidad con amplia relevancia para la investigación, en particular en el área de las ciencias sociales (Kosinski *et al.*, 2015; Shaver *et al.*, 2019). Respecto al uso de *smartphones* en investigación social, se supone más efectivo que las encuestas telefónicas, ya que hoy en día es más habitual que en los hogares se cuente con uno o más teléfonos celulares, que con teléfonos de línea; y en cuanto a su efectividad no presentan diferencias mayores en relación con un abordaje de encuesta en la vía pública, ya que la persona puede, de la misma manera, negarse a participar, con solo ignorar el enlace (Osorio, 2017).

Se excluyeron las respuestas de personas que afirmaron estar bajo tratamiento psiquiátrico o psicológico tanto en la actualidad como en los últimos cinco años.

Aspectos éticos

El estudio de las propiedades psicométricas del PHQ-9 se incluye en un proyecto de investigación aprobado por un comité de ética. Los participantes respondieron al cuestionario de forma voluntaria y en todos los casos se les solicitó su consentimiento informado, en consonancia con los códigos de conducta ética que establece el Consejo Nacional de Investigación Científica y Técnica (CONICET) (Res. D n.° 2857/06). Previamente se les había informado también de que los resultados serían empleados únicamente con objetivos académico-científicos, de acuerdo con la Ley Nacional 25326 de protección de datos personales.

Análisis de datos

En la adaptación y validación de la PHQ-9 se utilizó el *software* estadístico SPSS 25 y el programa Lisrel 8.80. Para los análisis de consistencia interna del cuestionario se evaluaron los coeficientes *alpha* de Cronbach y *omega* de McDonald (Hair *et al.*, 2006; Ventura León & Caycho Rodríguez, 2017). A este respecto, valores aceptables de *alpha* de Cronbach son aquellos iguales o superiores a .70 (Viladrich *et al.*, 2017), mientras que se consideran valores aceptables de *omega* de McDonald aquellos que son iguales o superiores a .65 (Ventura León & Caycho Rodríguez, 2017).

Luego, con el objetivo de evaluar las propiedades psicométricas del PHQ-9, se procedió a realizar un análisis factorial confirmatorio (AFC), a través de una estimación robusta de máxima verosimilitud (MLR), en la que se consideraron los índices de bondad de ajuste χ^2 , IFI (*incremental fit index*), NNFI (*non-normed fit index*), CFI (*comparative fit index*) y RMSEA (*root-mean-square error of approximation*) SRMR (Holgado-Tello *et al.*, 2009). A este respecto se destaca que los valores de IFI, NNFI y CFI $\geq .90$ son considerados como adecuados (Morata-Ramírez *et al.*, 2015). En el caso del RMSEA, los valores $\leq .05$ son indicadores de buen ajuste, mientras que los valores $\leq .08$ señalan un ajuste adecuado, los valores $\leq .1$ se estiman mediocres y los valores $\geq .1$ se consideran inaceptables (Lai & Green, 2016; MacCallum *et al.*, 1996). A efectos de comparar los distintos modelos, se tomaron en consideración los valores de CAIC independiente y CAIC modelo, asumiendo que una mayor diferencia de valores entre ambos constituye un indicador de mejor ajuste (Freiberg-Hoffmann & Fernández-Liporace, 2016).

Por su parte, la validez cruzada fue interpretada a través del índice ECVI (*expected cross-validation index*) informado para cada submuestra femenina y masculina, considerando que el valor del índice arrojado para la muestra femenina debe ubicarse dentro del intervalo de confianza informado para la muestra masculina y viceversa (Freiberg-Hoffmann & Romero-Medina, 2021) were analyzed. Two samples were employed. In one of them, the participants (n=700).

Posteriormente, para evaluar la validez externa, en primer lugar, se recurrió a análisis correlacionales, considerando los valores $\leq 0,10$ como correlación insignificante, los valores 0,10-0,39 como correlación débil, los valores 0,40-0,69 como correlación moderada, los valores 0,70-0,89 como fuerte correlación, y los valores $\geq 0,90$ como correlación muy fuerte (Schober & Schwarte, 2018). En segundo lugar, se realizó un análisis de regresión lineal. Se recurrió al test de Durbin-Watson para examinar la no autocorrelación, asumiendo la independencia de los residuos en la medida en que los valores se encuentran comprendidos entre 1,5 y 2,5 (Freiberg-Hoffmann & Fernández-Liporace, 2015). La multicolinealidad fue examinada a partir de los índices de condición (cuyos valores deben encontrarse por debajo de los 30 puntos) y los factores de inflación de la varianza (FIV) (cuyos valores deben encontrarse por debajo de los 10 puntos) (Freiberg-Hoffmann & Fernández-Liporace, 2015). Para conocer el impacto de la variable independiente se recurrió a la lectura del estadístico B, el cual informa de la medida en la que se espera que oscile la variable dependiente en función de la independiente, y se recurrió al coeficiente *beta* a efectos de estimar la magnitud en la que la variable independiente predice la variabilidad de la variable dependiente (Freiberg-Hoffmann & Fernández-Liporace, 2015). La prueba *t* y el nivel de significación permitieron

Tabla 2. Modelo estructural del PHQ-9

Modelo	Índices de ajuste					Índices de parsimonia	
	X ²	IFI	NNFI	CFI	RMSEA	CAIC Modelo	CAIC Independiente
Modelo 1	218.68	0.99	0.98	0.99	0.053	293.89	7963.367
Modelo 2	87.62	0.98	0.97	0.98	0.069	327.42	7963.367
Modelo 3	166.56	0.97	0.93	0.97	0.078	58.734	7963.367
Modelo 4	261.42	0.98	0.96	0.98	0.12	58.734	7963.367

Nota: Se utilizó el modelado de ecuaciones estructurales para el análisis. IFI: índice de ajuste incremental; NNFI: índice de ajuste no normado; CFI: índice de ajuste comparado; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación; CAIC: criterio de información coherente de Aikaike.

constatar si el impacto de cada variable independiente hacia la dependiente resulta estadísticamente significativo ($p < .05$).

RESULTADOS

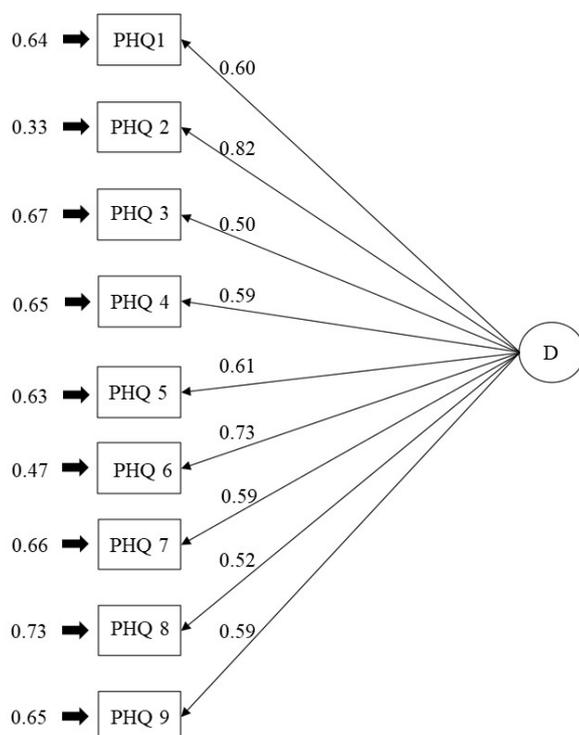
Análisis factorial confirmatorio

Con el objetivo de evaluar las propiedades psicométricas del PHQ-9, se testaron los cuatro modelos presentados y se concluyó que, tanto el modelo 1, como el modelo

2, presentan índices de ajuste aceptables ($RMSEA \leq .05$; $CFI \geq .90$). Con el fin de comparar los modelos entre sí, se consideraron los valores de CAIC independiente y CAIC modelo. Se destaca que una mayor diferencia de valores entre estos indica que hay un mejor ajuste del modelo (Freiberg-Hoffmann & Fernandez-Liporace, 2016). También es conveniente señalar que, tal como se observa en la figura 2, el modelo 2 presenta un valor de la covarianza entre los dos factores de .85, lo que indica la convergencia de ambos factores en una sola dimensión (Mallou & Levy Mangin, 2006).

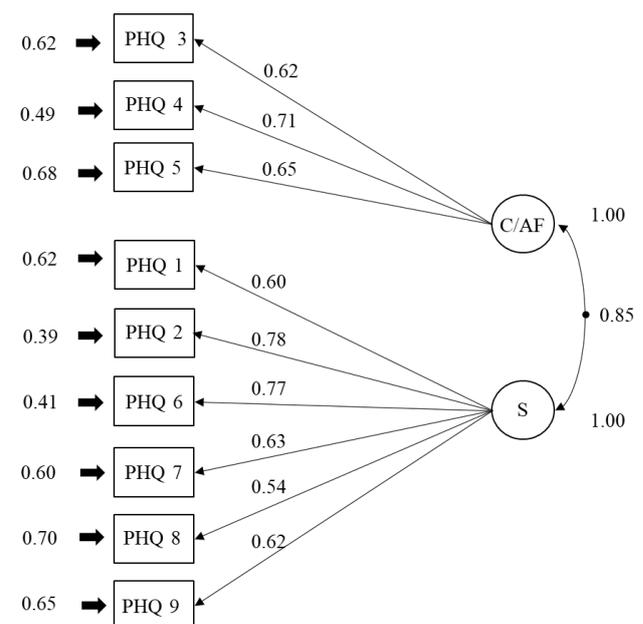
Se presentan a continuación las figuras de los distintos modelos considerados.

Figura 1. Modelo unifactorial del PHQ-9



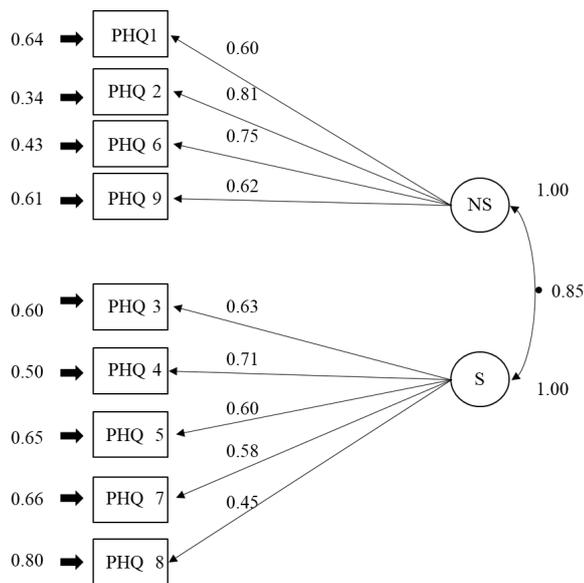
Nota: D: depresión.

Figura 2. Modelo de dos factores (cognitivos-afectivo y somático) del PHQ-9



Nota: C/AF: cognitivos-afectivos; S: somáticos.

Figura 3. Modelo de dos factores (no somático – somático) del PHQ-9



Nota: NS: no somático; S: somático.

Validación cruzada

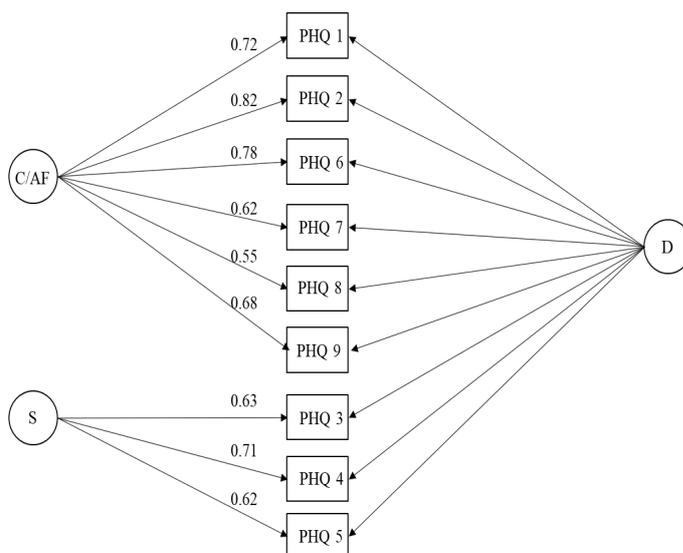
En cuanto a la validación cruzada, tanto para la población femenina, como para la masculina, se obtuvieron índices de ajuste adecuados para el modelo unifactorial, tal como se presenta en la tabla 3 (RMSEA \leq .08; CFI \geq .90). Cabe señalar que, atendiendo al índice de validación cruzada esperado (ECVI), se presentaron valores que indican la equivalencia de la bondad de ajuste del modelo entre las dos muestras evaluadas (Freiberg-Hoffmann & Romero-Medina, 2021) were analyzed. Two samples were employed. In one of them, the participants (n=700. De esta manera, el ECVI del modelo femenino se encuentra dentro del intervalo de confianza informado para la muestra masculina, al igual que ocurre en el sentido inverso.

Tabla 3. Validación cruzada por sexo del PHQ-9

Sexo	IFI	NNFI	CFI	RMSEA	ECVI (IC)
Femenino	0.98	0.97	0.98	0.072	0.20 (0.17-.025)
Masculino	0.99	0.98	0.99	0.054	0.23 (0.20-0.29)

Nota: Se utilizó el modelado de ecuaciones estructurales para el análisis; IFI: índice de ajuste incremental; NNFI: índice de ajuste no normado; CFI: índice de ajuste comparado; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación; ECVI: índice de validación cruzada esperado.

Figura 4. Modelo bifactorial del PHQ-9



Nota: C/AF: cognitivos/afectivos; S: somáticos; D: depresión.

A continuación, se presentan las figuras 5 y 6, correspondientes al modelo unifactorial del PHQ-9 para población femenina y masculina respectivamente.

Consistencia interna

La confiabilidad del PHQ-9 fue analizada a partir del análisis de consistencia interna tomando en consideración los coeficientes *omega* de McDonald y *alpha* de Cronbach, tal como se presenta en diversos estudios (Dominguez-Lara & Prada-Chapoñan, 2020; Escola-Gascón, 2020) (véase la tabla 4), y se obtuvieron resultados satisfactorios ($\alpha \geq .70$; $\omega \geq .65$).

Tabla 4. Confiabilidad del PHQ-9. Modelo unifactorial

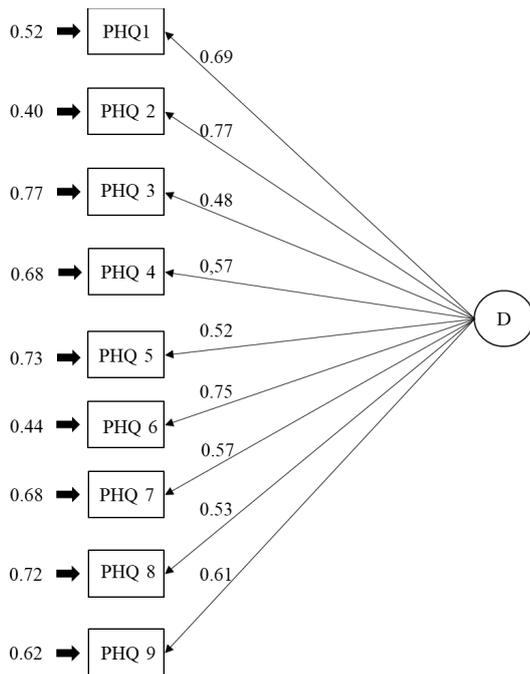
Coefficientes	ω	α
PHQ-9	0.835	0.857

Nota: PHQ-9: Cuestionario de Salud del Paciente; ω : coeficiente omega de McDonald; α : coeficiente alpha de Cronbach.

Evidencias de validez externa

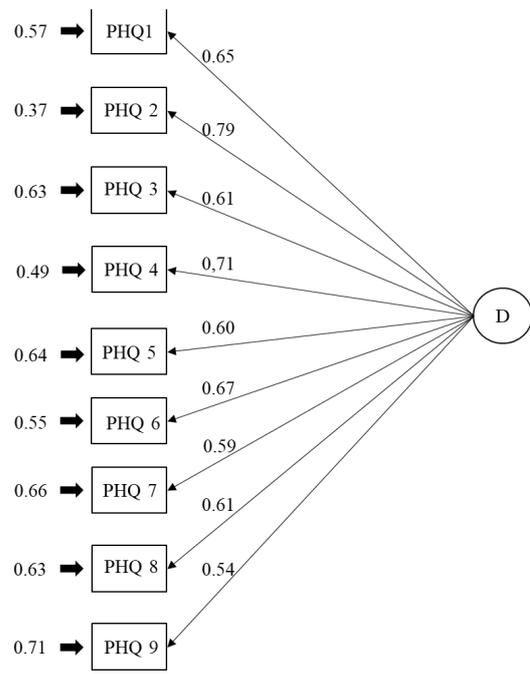
En cuanto a la validez externa, se realizaron análisis correlacionales y de regresión lineal entre el PHQ-9 y el ITQ, atendiendo a la pertinencia teórica de la relación de los constructos evaluados por estas escalas (Spinhoven *et al.*, 2014; Stein & Kennedy, 2001) persons with a prior history of affective disorders, and persons with a current

Figura 5. Modelo unifactorial para población femenina del PHQ-9



Nota: D: depresión.

Figura 6. Modelo unifactorial para población masculina del PHQ-9



Nota: D: depresión.

affective disorder. These individuals were assessed at baseline (T0).

En la [tabla 5](#) se presentan los resultados de la correlación entre el PHQ-9 y las dos dimensiones del ITQ, que permite constatar correlaciones moderadas entre las variables de interés ($r \geq .40$) (Schober & Schwarte, 2018).

A continuación, se procedió a realizar un análisis de regresión lineal entre estas variables: el trastorno de estrés postraumático (variable dependiente) y el trastorno de

presivo mayor (variable independiente). En las [tablas 6](#) y [7](#) se presentan los resultados.

A partir de los resultados expuestos en la [tabla 6](#), se infiere que el modelo presentado consiguió explicar el 34 % de la varianza del trastorno de estrés postraumático. En este caso, el valor del test de Durbin-Watson es 1.91, por lo que se encuentra entre los parámetros aceptables y da cuenta de la no autocorrelación.

En la [tabla 7](#) se presenta el estadístico *B*, que aportó información sobre la proporción en la que se espera que varíe la sintomatología de trastorno de estrés postraumático en relación con el trastorno depresivo mayor. La variable independiente consiguió explicar de modo signie

Tabla 5. Correlaciones entre el PHQ-9 y el ITQ

	ITQ-TEPT	ITQ-TEPTC
PHQ-9	0.459**	0.683**

Nota: PHQ-9: Cuestionario de Salud del Paciente – 9; ITQ-TEPT: Cuestionario Internacional de Trauma – trastorno de estrés postraumático. ITQ-TEPTC: Cuestionario Internacional de Trauma – trastorno de estrés postraumático complejo. **La correlación es significativa en el nivel 0.01.

Tabla 6. Bondad de ajuste global de los modelos de regresión lineal del TEPT

	R	R ²	R ² ajustado	Durbin-Watson
TEPT	0.603	0.348	0.348	1.916

Nota: TEPT: trastorno de estrés postraumático.

Tabla 7. Coeficientes de regresión lineal para el TEPT

	B	IC 95 %	Desv. err.	Beta	t	Sig.
Constante	15.065	[14.599;15571]	0.258		58.385	.000
TDM	0.822	[0.791 ;0.854]	0.016	0.603	50.998	.000

Nota: TEPT: trastorno de estrés postraumático; TDM: trastorno depresivo mayor.

ficativo ($p < .05$) la variabilidad de la sintomatología del trastorno de estrés postraumático. Según se refleja en el valor de B , la sintomatología del trastorno de estrés postraumático aumenta 0.893 por cada punto que se eleva el trastorno depresivo mayor.

Posteriormente, se procedió a realizar un análisis de regresión lineal entre estas dos variables: trastorno de estrés postraumático complejo (variable dependiente) y el trastorno depresivo mayor (variable independiente). En las tablas 8 y 9 se presentan los resultados.

Tabla 8. Bondad de ajuste global de los modelos de regresión lineal del TEPTC

	R	R ²	R ² ajustado	Durbin-Watson
TEPTC	0.671	0.451	0.451	1.931

Nota: TEPTC: trastorno de estrés postraumático complejo.

A partir de los resultados expuestos en la tabla 8 se infiere que el modelo presentado consiguió explicar el 45 % de la varianza del trastorno de estrés postraumático. En este caso, el valor del test de Durbin-Watson es 1.93, por lo que se encuentra entre los parámetros aceptables y da cuenta de la no autocorrelación.

En la tabla 9 se presenta el estadístico B , que aportó información sobre la proporción en la que se espera que varíe la sintomatología de trastorno de estrés postraumático complejo en relación con el trastorno depresivo mayor. La variable independiente consiguió explicar de modo significativo ($p < .05$) la variabilidad de la sintomatología del trastorno de estrés postraumático. Según se refleja en el valor de B , la sintomatología del trastorno de estrés postraumático aumenta 0.660 por cada punto que se eleva el trastorno depresivo mayor.

DISCUSIÓN

El objetivo de este trabajo es presentar evidencias de validez del PHQ-9 en población residente en la provincia y la ciudad de Buenos Aires. El PHQ-9 permite evaluar la cantidad y gravedad de síntomas del trastorno depresivo mayor. Los nueve ítems de la versión adaptada son similares a los que componen la versión original planteada

por Kroenke *et al.* (2001). Siguiendo lo propuesto por la literatura, se eligieron cuatro modelos posibles a fin de compararlos y analizar su grado de ajuste. El modelo unifactorial (modelo 1), tanto como los modelos de dos factores (modelos 2 y 3), presenta un X^2 significativo, lo que podría deberse a que este indicador es sensible al número de la muestra. Sin embargo, se destaca que, al analizarse los índices corregidos del X^2 , estos arrojaron valores apropiados. Los índices de ajuste de los modelos escogidos, con la salvedad del modelo bifactorial (modelo 4), que indica un ajuste inadecuado, varían en los siguientes rangos: RMSEA = 0.053-0.078; CFI = 0.97-0.99; NNFI = 0.93-0.98; e IFI = 0.97-0.99. Este hallazgo es similar al presentado por Xiong *et al.* (2015) en China, quienes sugirieron que los valores de todos los modelos propuestos se hallaban entre los parámetros esperados. Asimismo, los autores expresan que el modelo de dos factores no parecía disponer de mayor poder diagnóstico que el modelo unifactorial, aunque en su estudio se inclinaban por una solución de dos factores (Xiong *et al.*, 2015). En este estudio, el modelo unifactorial muestra un menor RMSEA (0.053) y valores más elevados de CFI, NNFI e IFI .99, y una mayor diferencia entre el CAIC independiente y el CAIC modelo, señalando un mejor ajuste, tal como lo han sugerido Crane *et al.* (2010), Familiar *et al.* (2015), Merz *et al.* (2011) y Zhong *et al.* (2014) the scale showed a prominent floor effect and a distribution of scores across depression severity levels. Three items had differential item functioning (DIF. Estos valores señalan un mejor ajuste que los modelos de dos factores que presentan valores superiores de RMSEA y valores inferiores del resto de los índices de ajustes. Por este motivo, puede afirmarse que en este estudio el modelo unifactorial es el que mostró mejor ajuste y, por lo tanto, es el más adecuado para ser utilizado en el contexto local.

En síntesis, a partir del análisis factorial confirmatorio, se puede observar un buen ajuste de los datos al modelo unifactorial, tal como lo sugieren estudios anteriores (Familiar *et al.*, 2015; Gonzalez *et al.*, 2017) y como se observó en aproximadamente el 56 % de los estudios según una revisión reciente (Lamela *et al.*, 2020). A este respecto, cabe destacar que estudios previos afirmaron que no existía ningún motivo para diferenciar síntomas somáticos y cognitivos de depresión, ya que ambos grupos de síntomas parecen contribuir igualmente al trastorno (Williams *et al.*, 2009). Además la solución unifactorial

Tabla 9. Coeficientes de regresión lineal para el TEPTC

	B	IC 95 %	Desv. err.	Beta	t	Sig.
Constante	9376	[9.038; 9714]	0.172		54.424	.000
TDM	0.660	[0.639; 0.681]	0.011	0.671	61.292	.000

Nota: TEPTC: trastorno de estrés postraumático complejo; TDM: trastorno depresivo mayor.

cuenta con la ventaja de presentar una puntuación e interpretación más sencilla (Lamela *et al.*, 2020).

Con respecto a la multiplicidad de modelos, es probable que esta complejidad no resida tanto en la diversidad de las poblaciones arribadas, como en el hecho de que la PHQ-9 ha sido derivada de la práctica clínica, por lo que, en el inicio, sus autores no presentaron estudios factoriales exploratorios ni confirmatorios (Lamela *et al.*, 2020).

En cuanto a la confiabilidad, los coeficientes *omega* de McDonald y *alpha* de Cronbach muestran valores adecuados en el modelo unifactorial, lo que indica adecuadas propiedades psicométricas. El *alpha* de Cronbach presenta valores similares, aunque ligeramente más altos, a los presentados por Baader *et al.* (2012) ($\alpha = .835$) y Chagas *et al.* (2013) ($\alpha = .830$) en países limítrofes.

Con relación a la validez cruzada del PHQ-9, se observan índices de ajuste adecuados para la submuestra femenina y masculina.

Además, se utilizó el ITQ para analizar la validez externa de PHQ-9. El PHQ-9 correlaciona moderadamente de forma directa y significativa con las dos dimensiones del ITQ. Asimismo, los análisis de regresión lineal indicaron que el trastorno de estrés postraumático explicaría el incremento de sintomatología del trastorno depresivo mayor, tal como lo indicaban ciertos estudios (Nixon *et al.*, 2004; Taft *et al.*, 2009).

Entre las limitaciones de este estudio se destaca que la población arribada para el estudio se reduce únicamente a habitantes de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y su provincia y que se trata de una muestra de participantes de población general.

Se recomienda, para futuros estudios, diversificar a distintas poblaciones; por ejemplo, población clínica, estudiantes universitarios, docentes... Del mismo modo, se destaca la importancia de realizar análisis de invarianza factorial en próximos estudios.

Referencias

- Abdelwahid, H. A., & Al-shahrani, S. I. (2011). Screening of depression among patients in Family. *Journal of Saudi Medicine*, 32(9), 948-952.
- Adewuya, A. O., Ola, B. A., & Afolabi, O. O. (2006). Validity of the patient health questionnaire (PHQ-9) as a screening tool for depression amongst Nigerian university students. *Journal of Affective Disorders*, 96(1-2), 89-93. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2006.05.021>
- Al-qadhi, W., Rahman, S., Ferwana, M. S., & Abdulmajeed, I. A. (2014). Adult depression screening in Saudi primary care: prevalence, instrument and cost. *BMC Psychiatry*, 14(190), 1-9.
- Arnold, S. R. C., Uljarević, M., Hwang, Y. I., Richdale, A. L., Trollor, J. N., & Lawson, L. P. (2019). Brief report: psychometric properties of the Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) in autistic adults. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 50(6), 2217-2225. <https://doi.org/10.1007/s10803-019-03947-9>
- Azah, M. N. N., Shah, M. E. M., Juwita, S., Bahri, I. S., Rushidi, W. M. W. M., & Jamil, Y. M. (2005). Validation of the Malay version brief Patient Health Questionnaire (PHQ-9) among adult attending family medicine clinics. *International Medical Journal*, 12(4), 259-263.
- Baader, T., Molina, J. L., Venezian, S., Rojas, C., Farías, R., Fierro-Freixenet, C., Backenstrass, M., & Mundt, C. (2012). Validación y utilidad de la encuesta PHQ-9 (Patient Health Questionnaire) en el diagnóstico de depresión en pacientes usuarios de atención primaria en Chile. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 50(1), 10-22. <https://doi.org/10.4067/s0717-92272012000100002>
- Bélanger, E., Thomas, K. S., Jones, R. N., Epstein-Lubow, G., & Mor, V. (2019). Measurement validity of the Patient Health Questionnaire-9 in US nursing home residents. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 34(5), 700-708. <https://doi.org/10.1002/gps.5074>
- Boothroyd, L., Dagnan, D., & Muncer, S. (2019). PHQ-9: One factor or two? *Psychiatry Research*, 271, 532-534. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.12.048>
- Carey, M., Boyes, A., Noble, N., Waller, A., & Inder, K. (2016). Validation of the PHQ-2 against the PHQ-9 for detecting depression in a large sample of Australian general practice. *Australian Journal of Primary Health*, 22(3), 262-266.
- Carta, M. G., Oca, S. D., Atzeni, M., Perra, A., Francesca, M., Sancassiani, F., Mauseel, G., Nardi, A. E., Minerba, L., & Brasesco, V. (2016). Quality of life of Sardinian immigrants in Buenos Aires and of people living in Italy and Sardinia: Does the kind of care have a role for people with depression? *Clinical Practice & Epidemiology in Mental Health*, 12, 158-166. <https://doi.org/10.2174/1745017901612010158>
- Chagas, M. H. N., Tumas, V., Rodrigues, G. R., Machado-de-Sousa, J. P., Filho, A. S., Hallak, J. E. C., & Crippa, J. A. S. (2013). Validation and internal consistency of Patient Health Questionnaire-9 for major depression in Parkinson's disease. *Age and Ageing*, 42(5), 645-649. <https://doi.org/10.1093/ageing/aft065>
- Chilcot, J., Hudson, J. L., Moss-Morris, R., Carroll, A., Game, D., Simpson, A., & Hotopf, M. (2018). Screening for psychological distress using the Patient Health Questionnaire anxiety and depression scale (PHQ-ADS): Initial validation of structural validity in dialysis patients. *General Hospital Psychiatry*, 50, 15-19. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2017.09.007>
- Cholera, R., Gaynes, B. N., Pence, B. W., Bassett, J., Qangule, N., Macphail, C., Bernhardt, S., Pettifor, A., & Miller, W. C. (2014). Validity of the Patient Health Questionnaire-9 to screen for depression in a high-HIV burden primary health-care clinic in Johannesburg, South Africa. *Journal of Affective Disorders*, 167, 160-166. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.06.003>
- Crane, P. K., Gibbons, L. E., Willig, J. H., Mugavero, M. J., Lawrence, S. T., Schumacher, J. E., Saag, M. S., Kitahata, M. M., & Crane, H. M. (2010). Measuring depression levels in HIV-infected patients as part of routine clinical care using the nine-item Patient Health Questionnaire (PHQ-9). *AIDS Care - Psychological and Socio-medical Aspects of AIDS/HIV*, 22(7), 874-885. <https://doi.org/10.1080/09540120903483034>
- Diez-Quevedo, C., Rangil, T., Sánchez-Planell, L., Kroenke, K., & Spitzer, R. (2001). Validation and utility of the Pa-

- tient Health Questionnaire in diagnosing mental disorders in 1,003 general hospital Spanish inpatients. *Psychosomatic Medicine*, 63, 679-686.
- Doi, S., Ito, M., Takebayashi, Y., Muramatsu, K., & Horikoshi, M. (2018). Factorial validity and invariance of the Patient Health Questionnaire (PHQ)-9 among clinical and non-clinical populations. *PLoS ONE*, 13(7), 1-9. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0199235>
- Domínguez-Lara, S., & Prada-Chapoñan, R. (2020). Invarianza de medición y datos normativos de una medida breve de inteligencia emocional en estudiantes universitarios peruanos. *Anuario de Psicología*, 50(2), 85-93. <https://doi.org/10.1344/anpsic2020.50.8>
- Elhai, J. D., Contractor, A. A., Tamburrino, M., Fine, T. H., Prescott, M. R., Shirley, E., Chan, P. K., Slembariski, R., Liberzon, I., Galea, S., & Calabrese, J. R. (2012). The factor structure of major depression symptoms: A test of four competing models using the Patient Health Questionnaire-9. *Psychiatry Research*, 199(3), 169-173. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2012.05.018>
- Escolà-Gascón, J. G. (2020). Psychology of anomalous experiences: psychometric properties of the Multivariable Multiaxial Suggestibility Inventory -2 Reduced (MMSI-2-R). *Anuario de Psicología*, 50(3), 85-93. <https://doi.org/10.1344/anpsic2020.50.11>
- Familiar, I., Ortiz Panozo, E., Hall, B., Vieitez, I., Romieu, I., López-Riadura, R., & Martín, L. (2015). Factor structure of the Spanish version of the Patient Health Questionnaire-9 in Mexican women. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 24(1), 74-82. <https://doi.org/10.1002/mps>
- Freiberg-Hoffmann, A., & Romero-Medina, A. (2021). Approaches and study skills inventory for students: A comparison of psychometric properties between paper and pencil and online versions in college students. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 61(4), 165-175. <https://doi.org/10.21865/RIDEP61.4.11>
- Freiberg-Hoffmann, A., & Fernández-Liporace, M. M. (2015). Estilos de aprendizaje en estudiantes universitarios ingresantes y avanzados de Buenos Aires. *Liberabit*, 21(1), 71-79.
- Freiberg-Hoffmann, A., & Fernández-Liporace, M. M. (2016). Enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios argentinos según el R-SPQ-2F: análisis de sus propiedades psicométricas. *Revista Colombiana de Psicología*, 25(2), 307-329. <https://doi.org/10.15446/rcp.v25n2.51874>
- González-Blanch, C., Medrano, L. A., Muñoz-Navarro, R., Ruiz-Rodríguez, P., Moriana, J. A., Limonero, J. T., Schmitz, F., & Cano-Vindel, A. (2018). Factor structure and measurement invariance across various demographic groups and over time for the PHQ-9 in primary care patients in Spain. *PLoS ONE*, 13(2), 1-16. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0193356>
- González-Ruiz, A., & Bolaños-Medina, V. (2016). Deconstructing the translation of psychological tests. *Erudit*, 57, 715-739. <https://doi.org/10.7202/1017088ar>
- González, P., Núñez, A., Merz, E., Brinz, C., Weitzman, O., Navas, E., Camacho, A., Buelna, C., Penedo, F., Wassertethel-Smoller, S., Perreira, K., Isasi, C., Choca, J., Talavera, G., & Gallo, L. (2017). Measurement properties of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D 10): Findings from HCHS/SOL. *Psychol Assess*, 29(4), 549-562. <https://doi.org/10.1097/CCM.0b013e31823da96d>
- Granillo, M. T. (2012). Structure and function of the Patient Health Questionnaire-9 among Latina and non-Latina white female college students. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 3(2), 80-93. <https://doi.org/10.5243/jsswr.2012.6>
- Han, C., Ahn, S., Kwak, J., & Pae, C. (2008). Validation of the Patient Health Questionnaire-9 Korean version in the elderly population: the ansan geriatric study. *Comprehensive Psychiatry*, 49, 218-223. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2007.08.006>
- Hinz, A., Mehnert, A., Kocalevent, R. D., Brähler, E., Forkmann, T., Singer, S., & Schulte, T. (2016). Assessment of depression severity with the PHQ-9 in cancer patients and in the general population. *BMC Psychiatry*, 16(1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s12888-016-0728-6>
- Huang, F. Y., Chung, H., Kroenke, K., Delucchi, K. L., & Spitzer, R. L. (2006). Using the Patient Health Questionnaire-9 to measure depression among racially and ethnically diverse primary care patients. *Journal of General Internal Medicine*, 21(6), 547-552. <https://doi.org/10.1111/j.1525-1497.2006.00409.x>
- Karekla, M., Pilipenko, N., & Feldman, J. (2012). Patient Health Questionnaire: Greek language validation and subscale factor structure. *Comprehensive Psychiatry*, 53(8), 1217-1226. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2012.05.008>
- Kochhar, P., Rajadhyaksha, K., & Suvarna, V. (2007). Translation and validation of brief Patient Health Questionnaire against DSM IV as a tool to diagnose major depressive disorder in Indian patients. *J Postgrad Med*, 53, 103-107.
- Kohrt, B. A., Luitel, N. P., Acharya, P., & Jordans, M. J. D. (2016). Detection of depression in low resource settings: validation of the Patient Health Questionnaire (PHQ-9) and cultural concepts of distress in Nepal. *BMC Psychiatry*, 1-14. <https://doi.org/10.1186/s12888-016-0768-y>
- Kosinski, M., Matz, S. C., Gosling, S. D., Popov, V., & Stillwell, D. (2015). Facebook as a research tool for the social sciences: Opportunities, challenges, ethical considerations, and practical guidelines. *American Psychologist*, 70(6), 543-556. <https://doi.org/10.1037/a0039210>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. W. (2001). The PHQ-9. Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16, 606-613.
- Kroenke, K., Wu, J., Yu, Z., Bair, M. J., Kean, J., Stump, T., & Monahan, P. O. (2016). Patient Health Questionnaire Anxiety and Depression Scale (PHQ-ADS): initial validation in three clinical trials. HHS Public Access Author manuscript. *Psychosom Med*, 78(6), 716-727. <https://doi.org/10.1097/PSY.0000000000000322>
- Lamela, D., Soreira, C., Matos, P., & Morais, A. (2020). Systematic review of the factor structure and measurement invariance of the Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) and validation of the Portuguese version in community settings. *Journal of Affective Disorders*, 276, 220-233. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.06.066>
- Lima Osório, F. de, Vilela Mendes, A., Crippa, J. A., & Loureiro, S. R. (2009). Study of the discriminative validity of the PHQ-9 and PHQ-2 in a sample of Brazilian women in the context of primary health care. *Perspectives in Psychiatric Care*, 45(3), 216-227. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6163.2009.00224.x>

- Liu, S., Yeh, Z., Huang, H., Sun, F., & Tjung, J. (2011). Validation of Patient Health Questionnaire for depression screening among primary care patients in Taiwan. *Comprehensive Psychiatry*, *52*(1), 96-101. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2010.04.013>
- Mallou, J. V., & Levy Mangin, J. P. (eds.) (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales temas esenciales, avanzados y aportaciones especiales*. Netbiblo.
- Merz, E. L., Malcarne, V. L., Roesch, S. C., Riley, N., & Sadler, G. R. (2011). A multigroup confirmatory factor analysis of the Patient Health Questionnaire-9 among English- and Spanish-speaking latinas. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, *17*(3), 309-316. <https://doi.org/10.1037/a0023883>
- Monteiro, S., Torres, A., Pereira, A., Albuquerque, E., & Morgadinho, R. (2013). Preliminary validation study of a Portuguese version of the Patient Health Questionnaire (PHQ-9). *European Psychiatry*, *28*, 1. [https://doi.org/10.1016/s0924-9338\(13\)76982-7](https://doi.org/10.1016/s0924-9338(13)76982-7)
- Nixon, R. D. V., Resick, P. A., & Nishith, P. (2004). An exploration of comorbid depression among female victims of intimate partner violence with posttraumatic stress disorder. *Journal of Affective Disorders*, *82*(2), 315-320. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2004.01.008>
- Omor, S. A. O., Fann, J. R., Weymuller, E. A., Macharia, I. M., & Yueh, B. (2006). Swahili translation and validation of the Patient Health Questionnaire-9 depression scale in the Kenyan head and neck cancer patient population. *International Journal of Psychiatry in Medicine*, *36*(3), 367-381. <https://doi.org/10.2190/8W7Y-0TPM-JVGV-QW6M>
- Osorio, F. (2017). El uso de teléfonos móviles como herramientas de apoyo a la investigación social. *Revista Latinoamericana de Metodología de la Investigación Social*, *7*(13), 23-32.
- Patel, J. S., Oh, Y., Rand, K. L., Wu, W., Cyders, M. A., Kronenke, K., & Stewart, J. C. (2019). Measurement invariance of the Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) depression screener in U.S. adults across sex, race/ethnicity, and education level: NHANES 2005-2016. *Depression and Anxiety*, *36*(9), 813-823. <https://doi.org/10.1002/da.22940>
- Pence, B. W., Gaynes, B. N., Atashili, J., O'Donnell, J. K., Tayong, G., Kats, D., Whetten, R., Whetten, K., Njamnshi, A. K., & Ndumbe, P. M. (2013). Validity of an interviewer-administered Patient Health Questionnaire-9 to screen for depression in HIV-infected patients in Cameroon. *Journal Affect Disorder*, *143*(1-3), 208-213. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2012.05.056>
- Rathore, J. S., Jehi, L. E., Fan, Y., Patel, S. I., Foldvary-Schaefer, N., Ramírez, M. J., Robyn, M., Obuchowski, N. A., & Tesar, G. E. (2015). Depression screening in adults with epilepsy. *Epilepsy & Behavior: E&B*, *37*, 215-220. <https://doi.org/10.1016/j.yebeh.2014.06.030>
- Ros-Montalbán, S., Comas-Vives, A., & Garcia-Garcia, M. (2010). Validation of the Spanish version of the PHQ-15 questionnaire for the evaluation of physical symptoms in patients with depression and/or anxiety disorders: DEPRE-SOMA study. *Actas Españolas de Psiquiatría*, *38*(6), 345-357.
- Sánchez-Díaz, E., Vélez-Peláez, M. C., Marín-Cárdenas, J. S., & Gallego-González, D. (2017). Trastorno depresivo mayor: una mirada genética. *Perspectivas en Psicología*, *13*(2), 279-294.
- Sawaya, H., Atoui, M., Hamadeh, A., Zeinoun, P., & Nahas, Z. (2016). Adaptation and initial validation of the Patient Health Questionnaire – 9 (PHQ-9) and the Generalized Anxiety Disorder – 7 Questionnaire (GAD-7) in an Arabic speaking Lebanese psychiatric outpatient sample. *Psychiatry Research*, *239*, 245-252. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.03.030>
- Schober, P., & Schwarte, L. A. (2018). Correlation coefficients: Appropriate use and interpretation. *Anesthesia and Analgesia*, *126*(5), 1763-1768. <https://doi.org/10.1213/ANE.0000000000002864>
- Shaver, L. G., Khawer, A., Yi, Y., Aubrey-Bassler, K., Etchegary, H., Roebbothan, B., Asghari, S., & Wang, P. P. (2019). Using facebook advertising to recruit representative samples: Feasibility assessment of a cross-sectional survey. *Journal of Medical Internet Research*, *21*(8), 1-15. <https://doi.org/10.2196/14021>
- Sidebottom, A. C., Harrison, P. A., Godecker, A., & Kim, H. (2012). Validation of the Patient Health Questionnaire (PHQ)-9 for prenatal depression screening. *Archives of Women's Mental Health*, *15*(5), 367-374. <https://doi.org/10.1007/s00737-012-0295-x>
- Spinhoven, P., Penninx, B. W., Hemert, A. M. van, Rooij, M. de, & Elzinga, B. M. (2014). Comorbidity of PTSD in anxiety and depressive disorders: Prevalence and shared risk factors. *Child Abuse and Neglect*, *38*(8), 1320-1330. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2014.01.017>
- Stein, M. B., & Kennedy, C. (2001). Major depressive and post-traumatic stress disorder comorbidity in female victims of intimate partner violence. *Journal of Affective Disorders*, *66*(2-3), 133-138. [https://doi.org/10.1016/S0165-0327\(00\)00301-3](https://doi.org/10.1016/S0165-0327(00)00301-3)
- Taft, C. T., Resick, P. A., Watkins, L. E., & Panuzio, J. (2009). An investigation of posttraumatic stress disorder and depressive symptomatology among female victims of interpersonal trauma. *Journal of Family Violence*, *24*(6), 407-415. <https://doi.org/10.1007/s10896-009-9243-6>
- Urtasun, M., Daray, F. M., Teti, G. L., Coppolillo, F., Herlax, G., Saba, G., Rubinstein, A., Araya, R., & Irazola, V. (2019). Validation and calibration of the Patient Health Questionnaire (PHQ-9) in Argentina. *BMC Psychiatry*, *19*(1), 1-10. <https://doi.org/10.1186/s12888-019-2262-9>
- Villanueva, R. (2013). Neurobiology of major depressive disorder. *Neural Plasticity*, *2013*(1-7).
- Watnick, S., Wang, P. L., Demadura, T., & Ganzini, L. (2005). Validation of 2 depression screening tools in dialysis patients. *American Journal of Kidney Diseases*, *46*(5), 919-924. <https://doi.org/10.1053/j.ajkd.2005.08.006>
- Williams, R. T., Heinemann, A. W., Bode, R. K., Wilson, C. S., Fann, J. R., & Tate, D. G. (2009). Improving measurement properties of the Patient Health Questionnaire-9 with rating scale analysis. *Rehabilitation Psychology*, *54*(2), 198-203. <https://doi.org/10.1037/a0015529>
- Xiong, N., Fritzsche, K., Wei, J., Hong, X., Leonhart, R., Zhao, X., Zhang, L., Zhu, L., Tian, G., Nolte, S., & Fischer, F. (2015). Validation of Patient Health Questionnaire (PHQ) for major depression in Chinese outpatients with multiple somatic symptoms: A multicenter cross-sectional study. *Journal of Affective Disorders*, *174* (December 2014), 636-643. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.12.042>

Zhong, Q., Gelaye, B., Rondon, M., Sánchez, S. E., García, P. J., Sánchez, E., Barrios, Y. V., Simon, G. E., Henderson, D. C., Cripe, S. M., & Williams, M. A. (2014). Comparative performance of Patient Health Questionnaire-9 and Edin-

burgh Postnatal Depression Scale for screening antepartum depression. *Journal of Affective Disorders*, 162, 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.03.028>

APÉNDICE

Análisis descriptivos de los ítems del Cuestionario de Salud del Paciente (PHQ-9)

Se analizaron los estadísticos descriptivos de los nueve ítems que componen la escala. En la **tabla 10** se presentan la media, el desvío estándar, la correlación ítem-total y el coeficiente *alpha* de Cronbach si se elimina el elemento de cada uno de los nueve ítems que componen la escala.

Las correlaciones ítem-total permiten observar que todos los ítems aportan a la dimensión depresión ($.51 < r < .68$). El coeficiente *alpha* de Cronbach decrecería ante la eliminación de cualquier ítem, a excepción del 8, caso en el que el valor del *alpha* de Cronbach ascendería levemente. Sin embargo, dado el valor teórico del mismo se decidió su inclusión.

Tabla 10. Análisis descriptivo de los ítems del PHQ-9

	M	DE	r _{ix}	α _{-x}
1. ¿Has sentido escaso interés o placer en hacer cosas?	1.76	.970	.52	.82
2. ¿Te has sentido muy solo/a o distante de la gente?	1.65	1.027	.68	.80
3. ¿Has tenido problemas para conciliar el sueño, o has dormido demasiado?	1.98	1.065	.53	.82
4. ¿Te has sentido cansado/a o con poca energía?	1.91	.983	.60	.81
5. ¿Has sentido poco apetito o apetito en exceso?	1.76	1.064	.51	.82
6. ¿Te has sentido mal contigo mismo/a, o has sentido que eres un fracaso?	1.71	1.143	.65	.80
7. ¿Has tenido dificultades para concentrarte en actividades como leer el periódico o ver la televisión?	1.41	1.129	.53	.81
8. ¿Has estado moviéndote o hablando más despacio, de manera que otras personas podrían haberlo notado? O, lo opuesto, ¿has estado tan inquieto/a que te has estado moviendo mucho más que de costumbre?	1.48	1.452	.41	.84
9. ¿Has tenido pensamientos acerca de que sería mejor estar muerto/a, o has pensado en lastimarte de alguna manera?	.92	1.114	.52	.82

Notas M: media; DE: desvío estándar; r_{ix}: correlación ítem-total; α_{-x}: alfa de Cronbach si se elimina el elemento.