

# Adaptación psicométrica del Cuestionario de Salud General (GHQ-12) en una muestra de adultos salvadoreños

Psychometric adaptation of the General Health Questionnaire (GHQ-12) in a sample of Salvadorean adults

ISSN 2071-8748

E-ISSN 2218-3345



BY NC SA

DOI: <https://doi.org/10.5377/entorno.v0i70.9574>  
URL: <http://hdl.handle.net/11298/1211>

Marlon Elías Lobos-Rivera<sup>1</sup>  
ORCID: 0000-0002-7995-6122

José Ricardo Gutiérrez-Quintanilla<sup>2</sup>  
ORCID: 0000-0003-3856-1527

Recibido: 7 de abril 2021  
Aceptado: 20 de mayo 2021

## Resumen

El presente estudio, de tipo instrumental con diseño transversal, tiene como objetivo adaptar el Cuestionario de Salud General (GHQ-12) en una muestra de adultos salvadoreños. Se utilizó un muestreo no probabilístico de tipo intencionado. La muestra fue de 419 salvadoreños, de ambos sexos. La técnica de recolección de datos fue la encuesta. La media de edad total fue de 29.04 años, con una desviación estándar (SD) de 8.10. En los hombres, la media de edad fue de 29.98 años, con SD de 8.13, y en las mujeres, de 28.48 años, con SD de 8.05. Los resultados indican que el GHQ-12 posee adecuada validez de constructo mediante análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio (AFC), comprobando que el instrumento se puede

## Abstract

The objective of this instrumental study, with a transversal design, is to adapt the General Health Questionnaire (GHQ-12) in a sample of Salvadorean adults. For the study, a non-probabilistic intentional sampling was used. The sample included 419 Salvadoreans from both genders. The data collection technique used was the survey. The total median of age was 29.04, with a standard deviation (DS) of 8.10. In men, the total median of age was 29.98, with a SD of 8.13, and in women, 28.48 years of age, with a SD of 8.05. The results show that the GHQ-12 has an adequate construct validity through an exploratory factor analysis and a confirmatory factor analysis (AFC), thus proving that the instrument can be applied in both a one-dimensional and a three-

- 1 Marlon Elías Lobos Rivera es Licenciado en Psicología, Master en Educación Universitaria. Profesor e investigador, Universidad Tecnológica de El Salvador. [marlon.lobos@mail.utec.edu.sv](mailto:marlon.lobos@mail.utec.edu.sv)
- 2 José Ricardo Gutiérrez-Quintanilla es doctor en Psicología. Profesor e investigador, Universidad. Tecnológica de El Salvador. [jose.gutierrez@utec.edu.sv](mailto:jose.gutierrez@utec.edu.sv)

aplicar de forma unidimensional y tridimensional. Ambos modelos brindaron resultados similares. La confiabilidad mediante Alfa de Cronbach es superior a .80, tanto en las tres dimensiones como en el modelo unidimensional. Lo anterior, indica que el GHQ-12 posee adecuadas propiedades psicométricas para evaluar la salud mental en el contexto salvadoreño.

### **Palabras clave**

Psicometría, salud mental, salvadoreños, GHQ-12.

dimensional manner. Both models showed similar results. The reliability through Cronbach's Alfa is higher than .80, in the three dimensions and in the one-dimensional model. This indicates that the GHQ-12 has adequate psychometric properties to evaluate the mental health in the Salvadorean context.

### **Keywords**

Psychometry, mental health, Salvadorean, GHQ-12.

## **Introducción**

El GHQ fue desarrollado por Goldberg como instrumento autoaplicable de *screening* para evaluar el bienestar psicológico y detectar problemas no psiquiátricos. La versión original fue de 60 ítems (GHQ-60), luego fue reducida a 30 (GHQ-30), posteriormente a 28 (GHQ-28), y finalmente a 12 (GHQ-12) (Goldberg, Gater, Sartorius, Ustun, Piccinelli, Gureje & Rutter, 1997; Goldberg & Hillier, 1979; Goldberg, Rickels, Downing y Hesbacher, 1976; Goldberg & Williams, 1988). El instrumento cuenta con una escala de respuesta de tipo Likert de cuatro opciones. Las dimensiones del instrumento varían según el país donde se ha validado. En algunos artículos indican que el instrumento es unidimensional (Brabete, 2014; Hankins, 2008a; Moreta-Herrera, López-Calle, Ramos-Ramírez, & López-Castro, 2018; Smith, Oluboyede, West, Hewison & House, 2013; Solís-Camara, Meda-Lara, Moreno-Jiménez & Juárez-Rodríguez, 2016; Ye, 2009), en otros afirman que el instrumento posee dos dimensiones (Campo-Arias, 2007; Cifre-Gallego & Salanova-Soria, 2000; García-Viniegras, 1999; Villa, Zuluaga-Arboleda & Restrepo-Roldan, 2013; Werneke, Goldberg, Yalcin y Ustun, 2000), y algunos autores confirman que existen tres factores (Graetz, 1991; Rivas & Sánchez-López, 2014).

El presente estudio, tiene como objetivo determinar la estructura factorial del GHQ-12, como fundamento empírico de validez y confiabilidad en una muestra de

población general adulta salvadoreña. Para ello, se aplicará el análisis factorial exploratorio (AFE) mediante componentes principales, y se aplicarán cuatro modelos de ajuste con AFC. Ante el objetivo, surge el interrogante ¿cuál será la mejor estructura factorial, considerando ambas técnicas analíticas? Ya que en El Salvador no se cuenta con la adaptación psicométrica de uno de los cuestionarios de personalidad más utilizados a escala global en virtud de su tamaño y el constructo que mide, como es el bienestar psicológico y la salud mental. Además, tiene la fortaleza de que se puede aplicar tanto en muestras clínicas y como no clínicas.

El GHQ-12 ha sido traducido a 38 idiomas alrededor del mundo, entre estos, el alemán, japonés, árabe, rumano y español. En investigaciones que pretenden obtener las propiedades psicométricas de este instrumento han encontrado coeficientes de confiabilidad que variaron entre .78 a .95 (Jackson, 2007). La estructura factorial del GHQ-12 es aun actualmente objeto de debate. Estudios previos han reportado modelos de uno a tres factores (Shevlin & Adamson, 2005). Recientes estudios sugieren que el GHQ-12 debería ser usado como una medida unidimensional (Hankins, 2008a, 2008b; Ye, 2009). Algunos autores recomiendan el modelo de un factor por dos razones: en primer lugar, identificar varios factores parece separar mayormente ítems de frases negativas (NP) e ítems de frases positivas, lo que provoca un sesgo en las respuestas (Ye, 2009); en segundo lugar: factores previamente identificados

presentaban altas correlaciones y tuvieron baja potencia discriminante (Goa, Lou, Thumboo, Fones, Li & Cheung, 2004). Todo esto arroja dudas sobre su utilidad práctica. Estas observaciones sugieren que una única dimensión sería más adecuada para explicar la estructura factorial del cuestionario.

Varios análisis exploratorios y confirmatorios han encontrado pruebas de estructuras factoriales de dos y tres factores. La mayor parte de estos modelos han encontrado un factor de *Ansiedad/Depresión* y un factor de *Disfunción social* (Kihç et al., 1997; Smith, Fallowfield, Stark, Velikova & Jenkins, 2010). Otros investigadores han sometido a prueba una serie de modelos alternativos y han encontrado, de modo consistente, que el modelo de tres factores *Ansiedad/Depresión, Disfunción social y Pérdida de confianza*, propuesto por Graetz (1991), se ajusta mejor a los datos que otros modelos (Campbell, Walker & Farrell, 2003; Shevlin & Adamson, 2005). Errores en las clasificaciones, en el cuestionario, fueron asociadas significativamente con educación y sexo. Los varones fueron probablemente clasificados erróneamente como falsos negativos, más que las mujeres, y los de bajo nivel educativo como falsos positivos (Araya, Wynn & Lewis, 1992).

Entre los estudios referenciales que establecen la presencia de un solo factor de la prueba, se encuentran en: a) la versión inglesa unidimensional con errores correlacionados GFI = .97; AGFI = .94; NFI = .97; CFI = .97; RMSEA = .07 [.06 – .07] (Hankins, 2008a); b) la versión española en personas mayores de 16 años, que unifactorialmente explica el 67 % de la varianza y además con una fiabilidad de  $\alpha = .86$  (Rocha, Pérez, Rodríguez-Sanz, Borrell, & Obiols, 2011); c) la versión rumana, en la que se encontró igualmente la estructura unidimensional con los errores correlacionados  $X^2 = 170.14$ ; GFI = .97; AGFI = .93; NFI = .97; CFI = .98; RMSEA = .065 [.055 – .075] y con una fiabilidad de  $\alpha = .70$  (Brabete, 2014); c) la versión chilena en mujeres, que muestra una explicación de la varianza del 59,8 % con correlaciones bajas y moderadas entre los tres factores. Y que, posteriormente, el AFC evidenció el

modelo con una estructura unidimensional con errores correlacionados  $X^2 = 125.77$ ; GFI = .95; AGFI = .89; NFI = .96; CFI = .97; RMSEA = .08 [.06 – .09] (Rivas & Sánchez-López, 2014).

Por otra parte, los estudios que señalan la existencia de dos factores son: a) la versión cubana, que es una de las primeras versiones traducidas y adaptadas como versión reducida de 12 ítems, y que refleja una constitución de dos factores que explican el 56,7 % de la varianza, que se correlacionan entre sí con  $r = .68$ ; y con fiabilidad de .89 de manera global; además, estos datos se cotejaron con pruebas de depresión  $r = .92$ , y de ansiedad,  $r = .85$  (García-Viniegras, 1999); y b) también en Colombia se realizó un proceso de adaptación del GHQ-12 en población clínica, en el que se redujo la prueba a 11 ítems. Los resultados mostraron una estructura factorial que explica el 51,77 % de la varianza, con consistencia interna de .79 y .81 para los dos factores señalados (Villa et al., 2013). Sin embargo, hay que considerar que estos estudios no cuentan con análisis confirmatorios de la estructura factorial de la prueba, por lo que hoy son cuestionables según los estándares.

Mientras que en los trabajos en los que se encontraron tres factores están: a) la versión española para adultos, en la que, con la extracción de máxima verosimilitud y la rotación oblicua de los tres factores, se logra explicar el 54,19 % de la varianza; además la fiabilidad obtenida fue de  $\alpha = .78$ ; y que a nivel de validez externa correlacionó con un instrumento de evaluación de ansiedad  $r = .57$  (Sánchez-López & Dresch, 2008); y b) la versión tamil, que muestra una explicación del 61.1 % de la varianza obtenida con un análisis de componentes principales y con rotación Varimax, y además con una fiabilidad de  $\alpha = .86$  (Kuruvilla et al., 1999). En varias de las versiones que brindan tres dimensiones se ha aplicado el AFC con ajustes aceptables (Graetz, 1991; Rivas & Sánchez-López, 2014; Simancas-Pallares, Arrieta & Arévalo, 2017), e inclusive, hay autores que recomiendan tanto dos como tres factores (Urzúa, Caqueo-Urizar, Bargsted & Irrázaval, 2015).

La diversidad en la estructura factorial encontrada en los estudios del GHQ-12, tiene múltiples explicaciones; entre ellas, se estima que se deben a los sesgos ocasionados en los ítems negativos de la prueba (Hankins, 2008a), al método de corrección empleado (Campbell & Knowles, 2007) y a las técnicas de extracción y rotación de los factores (Smith et al., 2010). Por otra parte, destaca lo propuesto por Hankins (2008a); y Rocha et al. (2011), que sugieren que el análisis del instrumento, desde un modelo unidimensional, es más recomendable para la evaluación frente a otros modelos de ajuste. Entre las razones que se consideran, se encuentran los sesgos en la respuesta entre los ítems positivos y negativos (Ye, 2009) y la baja potencia discriminante de los factores previamente identificados (Goa et al., 2004).

## Método

### Participantes

En el presente estudio, de tipo instrumental con un diseño transversal (Ato-García, López-García & Benavente, 2013; Montero & León, 2007), se utilizó un muestreo no probabilístico de tipo intencionado. La muestra fue de 419 salvadoreños. La técnica de recolección de datos fue la encuesta. La media de edad total fue de 29.04 años, con una desviación estándar (SD) de 8.10. En los hombres, la media de edad fue de 29.98 años, con SD de 8.13, y en las mujeres, de 28.48 años, con SD de 8.05. Referente a las variables sociodemográficas, 262 (62,5 %) son mujeres, y 157 (37,5 %), hombres. Con respecto a la edad, 136 (32,5 %) tienen entre 17 y 24 años; 157 (37,5 %) se encuentran entre los 25 y 30 años, 76 (18,1 %) tienen entre 31 y 39 años, y 50 (11,9 %) oscilan entre los 40 y 60 años.

### Instrumento

*Cuestionario de salud general, GHQ-12* (Goldberg & Williams, 1988). Este es un instrumento de filtrado o tamizaje de síntomas de salud mental. El GHQ-12 cuenta con 6 ítems positivos (1, 3, 4, 7, 8, 12) y 6 negativos (2, 5, 6, 9, 10, 11), y tiene una escala de respuesta de tipo

Likert de cuatro opciones (0-1-2-3). Este cuestionario ha sido adaptado en diversos países a escala mundial, y según el país posee distintas estructuras factoriales; para dar mayor detalle, en México (Solís-Cámara et al., 2016) y en Ecuador (Moreta-Herrera et al., 2018) los autores, en sus respectivos países, indican que el GHQ-12 es un instrumento unidimensional; es decir, que los 12 ítems del cuestionario miden salud mental como variable única. La salud mental se puede definir como un estado de bienestar, en el cual los individuos reconocen sus habilidades, son capaces de enfrentarse con los estresantes normales de la vida, pueden trabajar de una manera productiva y hacer contribuciones en sus comunidades (Okasha, 2005).

En Cuba, García-Viniegras (1999), en su adaptación, revela que el instrumento posee dos dimensiones: bienestar psicológico, que tiene que ver con los afectos positivos, un sentimiento de bienestar general y su expresión psicofisiológica; se compone de seis ítems (1, 2, 5, 7, 9, 12); y funcionamiento social, que marca la competencia del individuo en cuanto a su capacidad de enfrentamiento adecuado a las dificultades, su capacidad de tomar decisiones oportunas y de autovalorarse positivamente; se compone de seis ítems (3, 4, 6, 8, 10, 11). Los puntos de corte del cuestionario indican que puntajes entre 10 y 16 pueden ser interpretados como normales, y puntajes superiores a 16 indican deterioro de salud mental, y puntajes menores a 10 se consideran como bajos en cuanto al deterioro de la salud mental. En las versiones anteriores, los autores reportaron propiedades psicométricas de validez y confiabilidad. En este último, en ambas adaptaciones se encontraron índices superiores a .80. En estudios salvadoreños (Chacón-Andrade, Gutiérrez-Quintanilla, Lobos-Rivera, MacQuaid y Flamenco-Cortez, 2018; Durán-Hernández & Lobos-Rivera; 2020; Gutiérrez-Quintanilla, 2012, 2016; Gutiérrez-Quintanilla, Martínez & Lobos-Rivera, 2017), se utilizó la versión cubana. No obstante, únicamente se reportaron índices de confiabilidad, pero no de validez. Tanto en los estudios anteriores como en el presente estudio, se utiliza la escala de respuesta original del instrumento.

En Chile, Rivas y Sánchez-López (2014) demostraron que el cuestionario presentó tres dimensiones, tomando de referencia el modelo propuesto por Graetz (1991). Las autoras expresaron que dichas dimensiones son: disfunción social (ítems 2, 5, 6, y 9), la cual está relacionada con las actividades diarias del individuo y sus habilidades de enfrentamiento de situaciones difíciles (Politi, Piccinelli & Wilkinson, 1994); disforia (ítems 1, 3, 4, 7, 8, y 12), que se caracteriza por la presencia de emociones desagradables como la tristeza (depresión), ansiedad, sensación de irritabilidad, entre otras (Abess, 2006); y pérdida de confianza (ítems 10 y 11). La versión chilena, posee propiedades psicométricas aceptables de validez de constructo a través del análisis factorial exploratorio y confirmatorio; a su vez, el índice de confiabilidad es mayor a .80.

## Resultados

### Validez de constructo

Para la validez de constructo, se realizó un AFE mediante el método de componentes principales. Tanto el análisis Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO = .92$ ) como la prueba de esfericidad de Bartlett ( $X^2(419) = 2468.36$ ;  $p = .001$ ) indicaron la adecuación de los datos para este tipo de análisis. Siguiendo el procedimiento de factores con rotación Varimax, resultó en una solución de tres factores que explican el 66,53 % de la varianza total, presentando casi todos los ítems valores de saturación superiores a .30. En la tabla 1, se presenta la solución factorial obtenida y el porcentaje de la varianza explicada por cada factor.

**Tabla 1**

*Matriz de componentes principales (factores), su carga factorial rotada y el porcentaje de varianza total explicada por cada dimensión del GHQ-12*

Ítems	Factores		
	F1 Disfunción social	F2 Disforia	F3 Pérdida de confianza
1		<b>.356</b>	
2	<b>.810</b>		
3		<b>.657</b>	
4		<b>.740</b>	
5	<b>.763</b>		
6	<b>.563</b>		
7		<b>.622</b>	
8		<b>.761</b>	
9	<b>.523</b>		
10			<b>.786</b>
11			<b>.850</b>
12		<b>.458</b>	
% Varianza explicada	50.64 %	8.26 %	7.73 %
$\alpha$	.84	.82	.81

Fuente: Elaboración propia

Complementando el AFE, se aplicó el AFC con base en cuatro modelos: el unidimensional, el de dos dimensiones propuesto por García-Viniegras (1999), el de tres dimensiones propuesto por Rivas y Sánchez-López (2014), y el unidimensional con errores correlacionados propuesto por Solís-Cámara et al. (2016) y Moreta-Herrera et al. (2018). El método de estimación utilizado para este análisis fue el de máxima verosimilitud (Bollen, 1989; Herrero, 2010; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza & Tomás-Marco, 2014), y se usarán los indicadores de ajuste absoluto más frecuentes en el AFC, estos son: chi cuadrado ( $X^2$ ), el cual se considera un ajuste adecuado cuando el nivel de significancia es mayor a .050, permitiendo aceptar la hipótesis nula, indicando que los errores en el modelo son nulos (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010). Sin embargo, en ocasiones se rechaza la hipótesis nula debido a que el  $X^2$  es influido por el tamaño de la muestra. Dicho en otras palabras, entre más grande sea la muestra, hay más probabilidad que se rechace la hipótesis nula, siendo el nivel de significancia del  $X^2$  menor que .050.

GFI (Goodness of Fit Index) y AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index): El GFI indica la proporción de covariación entre las variables explicada por el modelo propuesto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010, Tanaka, 1993). El AGFI es el GFI ajustado con base en los grados de libertad y el número de variables (Manzano & Zamora, 2010). En ambos índices, los valores deben estar cercanos a la unidad (valor cercano a 1). Indicando un buen ajuste, se aceptan valores a partir de .80 (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2004).

CFI (Comparative Fit Index): Este índice permite comparar de forma general el modelo estimado (en el caso del presente estudio, el modelo de tres dimensiones del instrumento) con el modelo nulo que indique independencia entre las variables estudiadas (Hair et al., 2004). Los valores cercanos a la unidad indican en qué medida el modelo especificado es

mejor que el modelo nulo, aceptando un índice mayor a .80 (Hu & Bentler, 1998). Sin embargo, autores como Bentler y Bonnet (1980) expresan que el puntaje debe ser igual o mayor a .90.

RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation): Este índice estima el error de aproximación a un modelo correcto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Un valor menor a .05 indica que presenta un buen ajuste; sin embargo, se pueden aceptar valores hasta .10, pero es deseable un indicador cercano a cero (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Sánchez & Sánchez, 1998).

Por último, se usará el SRMR (Standardized Root Mean-Square): Es una medida descriptiva que indica la magnitud media de los residuales (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Al igual que el índice anterior, un valor menor a .05 indica que el ajuste es bueno (Browne & Cudeck, 1993). Sin embargo, también se aceptan valores hasta .10 (Sánchez & Sánchez, 1998), pero es deseable un indicador cercano a cero.

Con base en los resultados, se comprueba que los valores adquiridos en el modelo de tres dimensiones que propone Rivas y Sánchez-López (2014) presentan índices de ajuste aceptables en comparación con el modelo unidimensional original, el cual presentó el chi cuadrado muy elevado en comparación con el modelo tridimensional, un RMSEA superior a .10 y un SMRM superior a .05. En ese sentido, los hallazgos permiten comprobar que los tres factores se configuran de acuerdo con el modelo del GHQ-12 en su versión chilena. Cabe resaltar que el modelo unidimensional con errores correlacionados también presenta índices de ajuste aceptables, similares al modelo tridimensional. En la tabla 2 se presentan cuatro modelos del AFC: el unidimensional, el bidimensional, el tridimensional; por último, el unidimensional con errores correlacionados. En la figura 1 se refleja el modelo tridimensional de la prueba.

**Tabla 2**

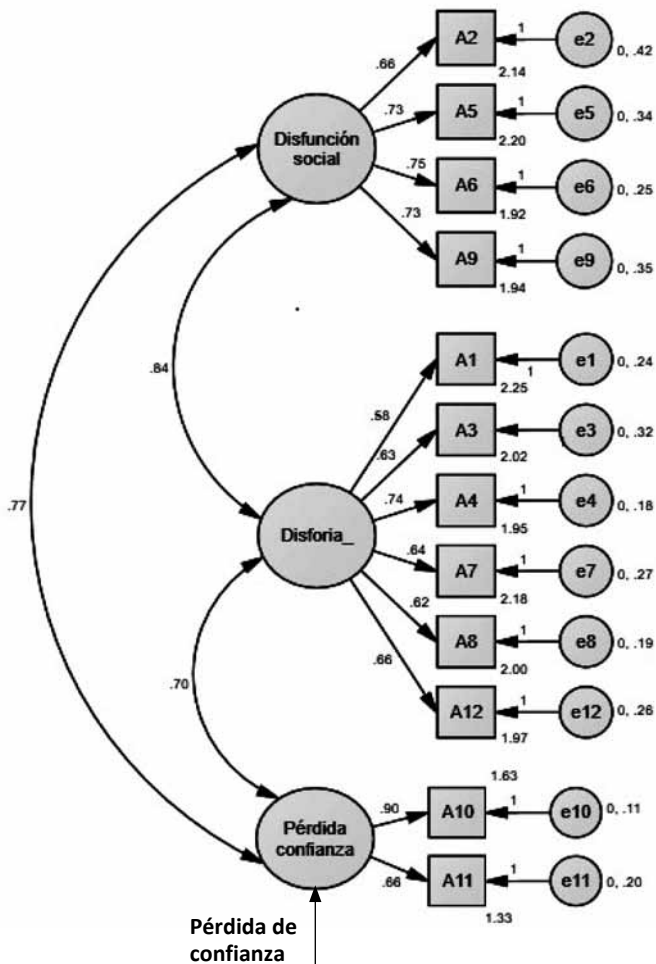
Índices de Ajuste del GHQ-12 con base en cuatro modelos

Modelo	X <sup>2</sup>	g.l.	CFI	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA [IC 90 %]
Unidimensional	329.42	54	.86	.87	.81	.06	.113 [.101, .125]
Bidimensional	304.11	53	.87	.88	.82	.06	.108 [.097, .121]
Tridimensional	217.48	51	.91	.91	.87	.05	.090 [.079, .103]
Unidimensional con errores correlacionados	220.75	40	.91	.91	.82	.03	.106 [.093, .120]

Fuente: Elaboración propia

**Figura 1**

Análisis factorial confirmatorio del GHQ-12, modelo de tres dimensiones



Fuente: Elaboración propia

## Análisis de confiabilidad

Para el análisis de ítems y de consistencia interna de los tres factores obtenidos mediante el análisis de componentes principales, que incluye la estructura factorial o dimensional y se reproduce la conformación de los factores de la adaptación chilena, midiéndose la disfunción social con los ítems 2, 5, 6, y 9; la dimensión disforia, con los ítems 1, 3, 4, 7, 8 y 12; y la dimensión pérdida de confianza, con los ítems 10 y 11, se pretende aplicar el análisis de confiabilidad mediante

el Alfa de Cronbach. En la dimensión disfunción social se obtuvo un coeficiente de consistencia interna Alfa de Cronbach de .84 (IC al 95 %: .81; .86). La media de respuesta a los ítems osciló entre 1.97 (ítem 6) y 2.26 (ítem 5). En todos los ítems, la media se encuentra por debajo de la media de la escala, que es de 2.5. Las desviaciones estándar, en la mayoría de los ítems, están cercanas al valor de la unidad. Tal como se observa en la tabla 3, junto con estos estadísticos se calculó la correlación ítem-total y el Alfa de Cronbach si se elimina el ítem.

**Tabla 3**

*Media (M), desviación estándar (DE), correlación ítems total (Ci-T) y el Alfa de Cronbach si el ítem es eliminado ( $\alpha$ ) de la dimensión disfunción social*

Ítems	M	SD	CI-T	$\alpha$
2	2.18	0.88	.645	.804
5	2.26	0.89	.727	.768
6	1.97	0.82	.672	.794
9	2.01	0.93	.637	.810

Fuente: Elaboración propia

En la dimensión disforia, se tuvo un valor de consistencia interna Alfa de Cronbach de .82 (IC al 95 %: .80; .85). La media de respuesta a los ítems osciló entre 1.98 (ítem 4) y 2.27 (ítem 1). En todos los ítems, la media es inferior a la media de la escala, que es de 2.5. Las

desviaciones estándar en todos los ítems están por debajo al valor de la unidad. Tal como se observa en la tabla 4, junto con estos estadísticos se calculó la correlación ítem-total y el Alfa de Cronbach si se elimina el ítem.

**Tabla 4**

*Media (M), desviación estándar (DE), correlación ítems total (Ci-T) y el Alfa de Cronbach si el ítem es eliminado ( $\alpha$ ) de la dimensión disforia*

Ítems	M	SD	CI-T	$\alpha$
1	2.27	0.62	.500	.813
3	2.06	0.78	.574	.802
4	1.98	0.66	.683	.777
7	2.21	0.71	.581	.798
8	2.04	0.60	.633	.789
12	2.02	0.72	.597	.794

Fuente: Elaboración propia



En la dimensión pérdida de confianza, se encontró un valor de consistencia interna Alfa de Cronbach de .81 (IC al 95 %: .77; .85). La media de respuesta a los ítems osciló entre 1.43 (ítem 11) y 1.70 (ítem 10). En todos los ítems, la media es inferior a la media de la escala,

que es de 2.5. Las desviaciones estándar en todos los ítems están por debajo al valor de la unidad. Tal como se observa en la tabla 5, junto con estos estadísticos se calculó la correlación ítem-total y el Alfa de Cronbach si se elimina el ítem.

**Tabla 5**

*Media (M), desviación estándar (DE), correlación ítems total (Ci-T) y el Alfa de Cronbach si el ítem es eliminado ( $\alpha$ ) de la dimensión pérdida de confianza*

Ítems	M	SD	CI-T	$\alpha$
10	1.70	0.85	.687	-
11	1.43	0.79	.687	-

Fuente: Elaboración propia

## Discusión

La salud mental es uno de los temas que poco se ha abordado en el contexto salvadoreño. En algunos casos se evaluaba con instrumentos que, pese a que sí se reportan los índices psicométricos de confiabilidad, carecían de evidencias de validez, puesto que un instrumento, pese a que sea confiable, no es suficiente si no hay evidencias acerca de su validez en el contexto donde se pretende aplicar la prueba. Por tal razón, el objetivo de este estudio es adaptar un instrumento que evalúe la salud mental en el contexto salvadoreño.

Los análisis psicométricos obtenidos en este estudio evidencian que el GHQ-12 posee propiedades adecuadas de validez de constructo y confiabilidad. En un primer momento, el AFE arrojó índices aceptables, confirmando que el instrumento posee tres dimensiones: disforia, disfunción social y pérdida de confianza. Este hallazgo coincide con los resultados de Rivas y Sánchez-López (2014), quienes evidencian en su estudio la misma estructura factorial, pese a que la muestra en su estudio estuvo conformada por mujeres. Y en el caso de la presente investigación, la muestra fue de ambos sexos. La estructura se mantuvo tal y como las autoras la presentan.

Por otro lado, el AFC comprueba que el GHQ-12 puede utilizarse como un instrumento unidimensional con errores correlacionados (las 12 preguntas evalúan salud mental como una única dimensión), y de manera tridimensional, como lo refleja el AFE, confirmando que los índices de ajuste en ambos modelos son aceptables. Los hallazgos anteriores concuerdan con el modelo unidimensional con errores correlacionados de Moreta-Herrera et al. (2018); y en el caso del modelo tridimensional, los hallazgos están en sintonía con el modelo de Graetz (1991) y Rivas Sánchez-López (2014). Referente a la confiabilidad, las dimensiones del instrumento poseen coeficientes de consistencia interna adecuados ( $\alpha > .80$ ), similares a coeficientes obtenidos en estudios salvadoreños donde se utilizó este instrumento (Gutiérrez-Quintanilla, 2012, 2016; Gutiérrez-Quintanilla et al., 2017).

El GHQ-12, es uno de los cuestionarios más utilizadas a escala internacional, por su brevedad y facilidad de aplicación para evaluar síntomas relacionados con la salud mental. Sin embargo, en cada contexto la estructura factorial varía, y es por esa razón que es importante adaptar los instrumentos que pretenden evaluar constructos psicológicos para evitar sesgos y errores durante la evaluación, sea está en la práctica

profesional o en los procesos investigativos. Se concluye que los resultados obtenidos en el presente estudio demuestran que el GHQ-12 posee adecuadas propiedades psicométricas para evaluar la salud mental en el contexto salvadoreño.

En futuras investigaciones, ante mejorar las propiedades métricas del GHQ-12, se recomienda convertir las preguntas negativas en preguntas positivas, utilizar una escala de respuesta cuyas opciones sean idénticas para todas las preguntas (1 = muy habitual, 2 = habitual, 3 = poco habitual, 4 = muy poco habitual; las cuatro opciones en las 12 preguntas); también, incrementar el tamaño de la muestra; elaborar estudios psicométricos en muestras clínicas, población general, adolescentes y adultos mayores; la construcción de baremos salvadoreños según las características de la muestra, con la finalidad de replicar los análisis psicométricos presentes o modificar la estructura factorial de la prueba según los grupos etarios.

## Referencias

- Abess, J. F. (2006). *Glossary. Terms in the field of Psychiatry and Neurology*. Recuperado de <https://bit.ly/368ogsK>
- Araya, R. I., Wynn, R. y Lewis, G. (julio, 1992). Comparison of two self administered psychiatric questionnaires (GHQ-12 and SRQ-20) in primary care in Chile. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 27, 168-173. doi: <https://doi.org/10.1007/BF00789001>
- Ato-García, M., López-García, J. J. y Benavente, A. (septiembre, 2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. Recuperado de <https://bit.ly/3unjHnY>
- Bentler, P. M. y Bonnet, D. G. (noviembre, 1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York, Estados Unidos: John Wiley y Sons.
- Brabete, A. C. (2014). El cuestionario de salud general de 12 ítems (GHQ-12): estudio de traducción y adaptación de la versión rumana. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 1(37), 11-29. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/4596/459645433002.pdf>
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Campbell, A. y Knowles, S. (enero, 2007). A Confirmatory Factor Analysis of the GHQ12 Using a Large Australian Sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 23(1), 2-8.
- Campbell, A., Walker, J. y Farrell, G. (2003). Confirmatory factor analysis of the GHQ-12: Can I see that again?. *The Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 37(4), 475-483.
- Campo-Arias, A. (enero-marzo, 2007). Cuestionario general de salud-12: análisis de factores en población general de Bucaramanga, Colombia. *Iatreia*, 20(1), 29-36. Recuperado de <https://bit.ly/3cULsyl>
- Chacón-Andrade, E. R., Gutiérrez-Quintanilla, J. R., Lobos-Rivera, M. E., MacQuaid, R., D., y Flamenco-Cortez, M., J., (2018). *La salud general relacionada con la adaptación a la vida universitaria. Análisis de factores asociados*. San Salvador: Tecnoimpresos. Recuperado de: <https://bit.ly/3806Hfk>
- Cifre-Gallego, E. y Salanova-Soria, M. (2000). Validación factorial del "General Health Questionnaire" (GHQ-12) mediante un análisis factorial confirmatorio. *Revista de Psicología de la Salud*, 12(2), 75-89. Recuperado de [http://www.want.uji.es/wp-content/uploads/2017/03/2000\\_Cifre-Salanova.pdf](http://www.want.uji.es/wp-content/uploads/2017/03/2000_Cifre-Salanova.pdf)
- Durán-Hernández, T., & Lobos-Rivera, M. E. (2020). *Situación de salud mental y su relación con la adaptación a la vida universitaria de los estudiantes de la Facultad de Enfermería de la Universidad Doctor Andrés Bello, de enero a junio 2020* (tesis de maestría). Universidad Doctor Andrés Bello, El Salvador.

- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (enero-abril, 2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- García-Viniegras, C. R. (1999). Manual para la utilización del cuestionario de salud general de Goldberg: Adaptación cubana. *Revista Cubana de Medicina General Integral*, 15(1), 88-97. Recuperado de <https://bit.ly/3o8Dcxf>
- Goa, F., Lou, N., Thumboo, J., Fones, C., Li, S. y Cheung, Y. (noviembre, 2004). Does the 12-item General Health Questionnaire contain multiple factors and do we need them?. *Health and Quality of Life Outcomes*, 2, 63.
- Goldberg, D., Gater, R., Sartorius, N., Ustun, B., Piccinelli, M., Gureje, O. y Rutter, C. (enero, 1997). The validity of two versions of the GHQ in the WHO study of mental illness in general health care. *British Journal of Clinical Psychology*, 27(1), 191-197.
- Goldberg, D. P. y Hillier, V.F. (febrero, 1979). A scaled version of the General Health Questionnaire. *Psychological Medicine*, 9(1), 139-145.
- Goldberg, D. P., Rickels, K., Downing, R. y Hesbacher, P. (julio, 1976). A comparison of two psychiatric screening tests. *British Journal of Psychiatry*, 129(1), 61-67.
- Goldberg, D. P. y Williams, P. (1988). *A user's guide to the General Health Questionnaire*. Windsor: NFER-Nelson.
- Graetz, B. (mayo, 1991). Multidimensional properties of the General Health Questionnaire. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 26(3), 132-138.
- Gutiérrez-Quintanilla, J. R. (julio, 2012). La violencia social delincuencia asociada a la salud mental en los salvadoreños. *Entorno*, (51), 38-49.
- Gutiérrez-Quintanilla, J. R. (2016). *Clima organizacional asociado al bienestar psicosocial en la Policía Nacional Civil*. San Salvador, El Salvador: Tecnoimpresos.
- Gutiérrez-Quintanilla, J. R., Martínez, O. W., y Lobos-Rivera, M. E. (2017). *El comportamiento agresivo al conducir: asociado a factores psicosociales en los conductores salvadoreños*. San Salvador, El Salvador: Tecnoimpresos.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (2004). *Análisis multivariante*. Madrid, España: Pearson.
- Hankins, M. (abril, 2008a). The factor structure of the twelve item General Health Questionnaire (GHQ-12): the result of negative phrasing?. *Clinical Practice and Epidemiology in Mental Health*, 4(10). Recuperado de <http://www.cpementalhealth.com/content/4/1/10>
- Hankins, M. (octubre, 2008b). The reliability of the twelve-item general health questionnaire (GHQ-12) under realistic assumptions. *BMC Public Health*, 8, 355.
- Herrero, J. (diciembre, 2010). El análisis factorial confirmatorio en el estudio de la estructura y estabilidad de los instrumentos de evaluación: un ejemplo con el cuestionario de autoestima CA-14. *Psychosocial Intervention*, 19(3), 289-300.
- Hu, L. y Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453.
- Jackson, C. (enero, 2007). The General Health Questionnaire. *Occupational Medicine*, 57, 79.
- Kilic, C., Rezaki, M., Rezaki, B., Kaplan, I., Özgen, G., Sagduyu, A. y Ozturk, M. O. (agosto, 1997). General Health Questionnaire (GHQ12 and GHQ28): Psychometric properties and factor structure of the scales in a Turkish primary care sample. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 32(6), 327-331.
- Kuruville, A., Pothen, M., Philip, K., Braganza, D., Joseph, A. y Jacob, K. S. (septiembre, 1999). The validation of the Tamil version of the 12 item general health questionnaire. *Indian Journal of Psychiatry*, 41(3), 217-221.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (octubre, 2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Manzano Patiño, A. y Zamora Muñoz, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F., México: Centro

- Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Montero, I. y León, O. G. (junio, 2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Moreta-Herrera, R., López-Calle, C., Ramos-Ramírez, M. y López-Castro, J. (2018). Estructura factorial y fiabilidad del cuestionario de salud general de Goldberg (GHQ-12) en universitarios ecuatorianos. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(3), 35-42. Recuperado de <https://core.ac.uk/download/pdf/334390437.pdf>
- Okasha, A. (febrero, 2005). Globalization and mental health: a WPA perspective. *World psychiatry*, 4(1), 1-2. Recuperado de <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1414710/>
- Politi, P. L., Piccinelli, M. y Wilkinson, G. (1994). Reliability, validity and factor structure of the 12-item General Health Questionnaire among young males in Italy. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 90(6), 432-437. Recuperado de <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1600-0447.1994.tb01620.x>
- Rivas, R. y Sánchez-López, M. (enero, 2014). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Salud General (GHQ-12) en población femenina chilena. *Revista Argentina de Psicología Clínica*, 23(3), 251-260. Recuperado de <https://bit.ly/3iRABH3>
- Rocha, K., Pérez, K., Rodríguez-Sanz, M., Borrell, C. y Obiols, J. (2011). Propiedades psicométricas y valores normativos del General Health Questionnaire (GHQ-12) en población general española. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 11 (1), 125-139.
- Ruiz, M., Pardo, A. y San Martín, R. (abril, 2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Sánchez, E. y Sánchez, M. (1998). Los modelos de estructuras de covarianza como método de validación de constructo. En V. Manzano y M. Sánchez (comps.). *Investigación del comportamiento. Innovaciones metodológicas y estrategias de docencia* (pp. 101-112). Sevilla, España: Instituto Psicosociológico Andaluz de Investigaciones.
- Sánchez-López, M. P. y Dresch, V. (noviembre, 2008). The 12-Item General Health Questionnaire (GHQ-12): reliability, external validity and factor structure in the Spanish population. *Psicothema*, 20(4), 839-843.
- Shevlin, M. y Adamson, G. (junio, 2005). Alternative factor models and factorial invariance of the GHQ-12: A large sample analysis using confirmatory factor analysis. *Psychological Assessment*, 17(2), 231-236.
- Simancas-Pallares, M., Arrieta, K. M. y Arévalo, L. L. (septiembre, 2017). Validez de constructo y consistencia interna de tres estructuras factoriales y dos sistemas de puntuación del cuestionario de salud general de 12 ítems. *Biomédica*, 37, 308-314. Recuperado de <https://revistabiomedica.org/index.php/biomedica/article/view/3240/3653>
- Smith, A. B., Fallowfield, L. J., Stark, D. P., Velikova, G. y Jenkins, V. A. (2010). A Rasch and confirmatory factor analysis of the General Health Questionnaire GHQ-12. *Health and Quality of Life Outcomes*, 8(1), 45-54.
- Smith, A. B., Oluboyede, Y., West, R., Hewison, J. y House, A. O. (2013). The factor structure of the GHQ-12: the interaction between item phrasing, variance and levels of distress. *Quality of Life Research*, 22, 145-152.
- Solís-Cámara, P., Meda-Lara, R. M., Moreno-Jiménez, B. y Juárez-Rodríguez, P. (diciembre, 2016). Estructura factorial del Cuestionario de Salud General GHQ-12 en población general de México. *Salud & Sociedad*, 7(1), 62-76. Recuperado de <https://revistas.ucn.cl/index.php/saludysociedad/article/view/981>
- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 10-39). Newbury Park, CA: Sage.
- Urzúa, A., Caqueo-Urizar, A., Bargsted, M. y Irrázaval, M. (junio, 2015). ¿Afecta la forma de puntuación la estructura factorial del GHQ-12? Estudio exploratorio en estudiantes iberoamericanos. *Cadernos de Saúde Pública*, 31(6). Recuperado de <https://bit.ly/3uwy7IL>
- Villa, I. C., Zuluaga-Arboleda, C. y Restrepo-Roldan, L. F. (diciembre, 2013). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Salud

GeneraldeGoldbergGHQ-12enuna institución hospitalaria de la ciudad de Medellín. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 31(3), 532-545. Recuperado de <https://bit.ly/3cZFTyU>  
Werneke, U., Goldberg, D. P., Yalcin, I. y Ustun, B. T. (julio, 2000). The stability of the factor structure of

the General Health Questionnaire. *Psychological Medicine*, 30(4), 823-829.  
Ye, S. (enero, 2009). Factor structure of the General Health Questionnaire (GHQ-12): The role of negative wording effects. *Personality and Individual Differences*, 46(2), 197-201.

## Anexo1.

### Cuestionario de Salud General (GHQ-12) versión salvadoreña.

n.º	Pregunta	0	1	2	3
1	¿Ha podido concentrarse bien en lo que hace?	Mejor que lo habitual	Igual que lo habitual	Menos que lo habitual	Mucho menos que lo habitual
2	¿Sus preocupaciones le han hecho perder mucho sueño?	No, en absoluto	No más que lo habitual	Bastante más que lo habitual	Mucho más que lo habitual
3	¿Ha sentido que está jugando un papel útil en la vida?	Más que lo habitual	Igual que lo habitual	Menos útil que lo habitual	Mucho menos que lo habitual
4	¿Se ha sentido capaz de tomar decisiones?	Más capaz que lo habitual	Igual que lo habitual	Menos capaz que lo habitual	Mucho menos que lo habitual
5	¿Se ha sentido constantemente agobiado y en tensión?	No, en absoluto	No más que lo habitual	Bastante más que lo habitual	Mucho más que lo habitual
6	¿Ha sentido que no puede superar sus dificultades?	No, en absoluto	No más que lo habitual	Bastante más que lo habitual	Mucho más que lo habitual
7	¿Ha sido capaz de disfrutar sus actividades normales de cada día?	Más que lo habitual	Igual que lo habitual	Menos que lo habitual	Mucho menos que lo habitual
8	¿Ha sido capaz de hacer frente a sus problemas?	Más capaz que lo habitual	Igual que lo habitual	Menos capaz que lo habitual	Mucho menos que lo habitual
9	¿Se ha sentido poco feliz y deprimido?	No, en absoluto	No más que lo habitual	Bastante más que lo habitual	Mucho más que lo habitual
10	¿Ha perdido confianza en sí mismo?	No, en absoluto	No más que lo habitual	Bastante más que lo habitual	Mucho más que lo habitual

11	¿Ha pensado que usted es una persona que no vale para nada?	No, en absoluto	No más que lo habitual	Bastante más que lo habitual	Mucho más que lo habitual
12	¿Se siente razonablemente feliz, considerando todas las circunstancias?	Más feliz que lo habitual	Aproximadamente lo mismo que lo habitual	Menos feliz que lo habitual	Mucho menos que lo habitual