

## PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN CHILENA DEL WHOQOL-BREF PARA LA CALIDAD DE VIDA

Carlos A. Hidalgo-Rasmussen<sup>1</sup>, Gladys Morales<sup>2</sup>, Manuel S. Ortiz<sup>2</sup>,  
María J. Rojas<sup>3</sup>, Teresa Balboa-Castillo<sup>2</sup>, Fabian Lanuza<sup>4,5</sup>  
y Sergio Muñoz<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Universidad de Guadalajara (México); <sup>2</sup>Universidad de La Frontera;

<sup>3</sup>Universidad de Playa Ancha (Chile); <sup>4</sup>CIBER Fragilidad y Envejecimiento  
Saludable (CIBERFES), Instituto de Salud Carlos III; <sup>5</sup>Universidad de  
Barcelona (España)

### Resumen

El objetivo de este estudio fue determinar la fiabilidad y la estructura factorial de la versión chilena del WHOQOL-BREF, el cuestionario de la Organización Mundial de la Salud para evaluar la calidad de vida. Una muestra no probabilística de 1205 adultos jóvenes ( $M_{\text{edad}} = 18,6$  años;  $DT = 1,8$ ; 57,8% mujeres) contestaron el WHOQOL-BREF. Usando la matriz de correlaciones policóricas, diferentes modelos fueron estimados y comparados utilizando análisis factorial confirmatorio. Se compararon las puntuaciones según el sexo y el nivel socioeconómico confirmando las hipótesis relativas a la validez de constructo. El modelo bifactor, comparado con un modelo de factores correlacionados y uno de segundo orden, presentó el mejor ajuste a los datos ( $\chi^2[222] = 961,694$ ;  $p < 0,001$ ; CFI = 0,966; TLI = 0,958; RMSEA = 0,053 [0,049-0,056]). La consistencia interna fue excelente ( $\omega = 0,94$ ). La versión chilena del WHOQOL-BREF tiene propiedades psicométricas robustas, permitiendo la medición de este constructo de forma válida y fiable en adultos jóvenes chilenos.

PALABRAS CLAVE: *calidad de vida, WHOQOL-BREF, análisis factorial confirmatorio, validación.*

### Abstract

The objective of this study was to determine the reliability and the factorial structure of the Chilean version scale of quality of life WHOQOL-BREF (World Health Organization). A non-probabilistic sample of 1205 adults ( $M_{\text{age}} = 18.6$ ,  $SD = 1.8$ ; 57.8% female) was surveyed during 2018. Using a polychoric correlation matrix, we tested and compared several models with a confirmatory factor analysis. Total scores were compared by sex and socioeconomic status, confirming the hypothesis about the construct validity. A bifactorial model, compared with a correlated factor model and a second-order model, showed better fit indexes

( $\chi^2[222]= 961.694, p < .001, CFI = .966, TLI = .958, RMSEA = .053 [.049-.056]$ ). The internal reliability was excellent ( $\omega = .94$ ). The Chilean version of the WHOQOL-BREF is psychometrically sound, allowing to measure this construct reliably and validly in Chilean young adults.

KEY WORDS: *quality of life, WHOQOL-BREF, confirmatory factor analysis, validation.*

## Introducción

La calidad de vida se refiere a la percepción que un individuo tiene de su posición en la vida en el contexto de la cultura y sistema de valores en el cual él vive y en relación a sus objetivos, expectativas, estándares y preocupaciones (*World Health Organisation Quality of Life [WHOQOL] Group, 1993*). Esta definición destaca el aspecto subjetivo de la calidad de vida ya que el aspecto objetivo solo explica el 15% de la calidad de vida individual (Moons *et al.*, 2006). Además, este constructo incluye tanto aspectos positivos como negativos de la vida y es multidimensional, influyendo en ella la cultura y los valores. Al estudiarse con distintos instrumentos para evaluar la calidad de vida, se ha encontrado de manera consistente que tienen puntuaciones menores las mujeres (Hidalgo-Rasmussen *et al.*, 2014; Michel *et al.*, 2009; Sepúlveda *et al.*, 2013; Ventegodt, 1998), las personas de mayor edad (Lin *et al.*, 2011; Michel *et al.*, 2009; Sepúlveda *et al.*, 2013) y las de menor nivel socioeconómico (Von Rueden *et al.*, 2006).

En Chile se han realizado diversos estudios que involucran la evaluación de la calidad de vida en jóvenes (González *et al.*, 2016; Hidalgo-Rasmussen *et al.*, 2015; Molina *et al.*, 2014; Sepúlveda *et al.*, 2013), y en ellos se utilizó el cuestionario KIDSCREEN, pero no pudo ser posible dar seguimiento a esas generaciones posteriormente ya que el instrumento fue diseñado para evaluar la calidad de vida hasta los 18 años y los dominios de la calidad de vida cambian según la etapa que esté viviendo la persona y además, en el proceso de construcción de la escala no se consideró personas adultas jóvenes, lo cual tiene implicaciones en la validez de contenido.

Un instrumento que se ha utilizado para medir la calidad de vida general en personas de 18 años o más es el WHOQOL-BREF (WHOQOL Group, 1998). La Organización Mundial de la Salud (OMS) recomienda su utilización en estudios poblacionales (Saxena *et al.*, 2001), pero para ello se requiere que se pueda dar cuenta de las propiedades psicométricas del instrumento como parte de su adaptación transcultural a la población en la que se va a utilizar.

Se ha aplicado a población chilena el WHOQOL-Bref (Benitez-Borrego *et al.*, 2014; Urzúa *et al.*, 2012, 2017; Urzúa y Caqueo-Urizar, 2013) pero en su versión española porque hasta ese momento no estaba disponible la versión chilena. Es relevante adaptar el WHOQOL-BREF a diferentes contextos culturales porque independientemente de que se hable el mismo idioma las realidades culturales y sociales en cada uno son muy diferentes como lo evidencian las diferencias culturales encontradas entre España y Chile (Urzúa *et al.*, 2012).

Siguiendo los procedimientos para poder contar con una versión chilena de la escala, la Universidad de Chile llevó a cabo el proceso de traducción y retro

traducción del WHOQOL-BREF desde la versión original en inglés, para desarrollar la versión chilena que fue aprobada finalmente por la OMS. Una vez concluido ese proceso, se realizó este estudio que da continuidad al proceso de adaptación iniciado y que tuvo como objetivo determinar las propiedades psicométricas de la versión chilena del cuestionario breve para evaluar la calidad de vida de la OMS, el WHOQOL-BREF, en estudiantes adultos jóvenes chilenos.

## Método

### *Participantes*

La población objetivo estuvo compuesta por 2.151 jóvenes universitarios que ingresaron en el año 2018 a una universidad chilena. Contestaron la escala 1.212 estudiantes de los cuales, después de considerar como criterios de inclusión que tuvieran como máximo 29 años de edad y que tuvieran registrados sus datos sociodemográficos, quedaron para el análisis los datos de 1.205 participantes.

Hubo una proporción mayor de mujeres que de hombres (57,8% y 42,2%, respectivamente) y la media de edad fue de 18,6 ( $DT= 1,8$ ), con la mayor proporción concentrada en el grupo de  $\leq 19$  años con 85,4% para las mujeres y 84,3% para los hombres y con 13,2% para ambos sexos en el grupo de 20 a 24 años y los demás en el grupo de 25 a 29 años (2,6% hombres y 1,4% mujeres). El nivel socioeconómico predominante fue de medio bajo a medio alto. Las proporciones para mujeres y hombres fueron, respectivamente: bajo 8,8% y 8,7%, medio bajo 33,1% y 28,5%, medio 26,8% y 24,0%, medio alto 23% y 27%, alto 6,6% y 7,9% y muy alto 1,7% y 3,9%.

### *Instrumentos*

- a) Cuestionario *ad hoc* para la información sociodemográfica. Se preguntó el sexo y la edad. Además, se evaluó el nivel socioeconómico mediante la encuesta de Adimark (2000) que clasifica en siete niveles a los hogares, utilizando la letra E para indicar aquellos con menor capacidad hasta el grupo A/B con mayor capacidad para satisfacer sus necesidades y utiliza signos – o + para señalar dentro de cada grupo una categoría inferior o superior.
- b) WHOQOL-BREF (WHOQoL Group, 1998), versión traducida y adaptada para población chilena de jóvenes y adultos (Molina *et al.*, 2018). Este cuestionario evalúa la calidad de vida y consta de una pregunta general sobre calidad de vida (“¿Cómo calificaría su calidad de vida?”), una sobre satisfacción con el estado de salud (“¿Está satisfecho/a con su salud?”) y 24 preguntas agrupadas en cuatro dominios: Salud física (p. ej., “¿En qué medida piensa que el dolor físico le impide hacer lo que necesita?”), Psicológico (p. ej., “¿Hasta qué punto siente que su vida tiene sentido?”), Relaciones sociales (p. ej., “¿Hasta qué punto está satisfecho/a con sus relaciones interpersonales?”) y Entorno (p. ej., “¿Hasta qué punto está satisfecho/a con las condiciones del lugar donde vive?”). El cuestionario permite identificar un perfil de cada persona donde mayores puntuaciones significan mejor calidad de vida. Las opciones de respuesta son en

escala Likert de cinco puntos, con cinco formatos distintos (1= "muy mal" a 5= "muy bien", 1= "muy insatisfecho/a" hasta 5= "bastante satisfecho/a", 1=nada a 5= "mucho", 1= "muy poco" a 5= "muy bien", 1= "nunca" a 5= "siempre"). Los participantes invierten aproximadamente 10 minutos en contestar el cuestionario. Tres ítems de la escala están redactados en términos negativos y por tanto son indirectos: 3, 4 y 26. La versión chilena del WHOQOL-BREF fue generada siguiendo la metodología para la traducción de WHOQOL, a partir de la versión original proporcionada por la OMS. La argumentación ante la OMS fue considerada como suficientemente justificada para poder generar una versión específica para Chile que es actualmente la versión oficial.

### *Procedimiento*

El protocolo de investigación fue autorizado por el comité de bioética de la Universidad de La Frontera (acta nº 076\_2017). El estudio consideró los postulados de la Declaración de Helsinki de la Investigación en Seres Humanos, de la Asociación Médica Mundial versión 2016 (DOF 01-06-2016), así como las pautas éticas internacionales para la investigación relacionada con la salud con seres humanos elaboradas por el Consejo de Organizaciones Internacionales de las Ciencias Médicas (CIOMS) en colaboración con la OMS. Se informó y solicitó el consentimiento de los estudiantes. La participación fue voluntaria. Se obtuvo autorización por escrito el 27 de septiembre de 2017 del WHOQOL group para utilizar y realizar el análisis de propiedades psicométricas de la versión chilena.

La recogida de datos del estudio se realizó *vía online* durante el periodo de matrícula en el marco de las actividades realizadas por el Proyecto Observatorio de estilos de vida de estudiantes de la universidad en estudio en el año 2018.

### *Análisis de datos*

Se describieron estadísticos como la media y desviación típica, valores de asimetría y curtosis y se estimó el efecto suelo-techo (con el criterio que más de 15% de los casos estuvieran en la categoría inferior o superior), además se hizo una distribución de frecuencias con el fin de determinar la distribución de las respuestas de cada ítem.

Para la validez de constructo se consideraron dos hipótesis: a.- que los hombres tendrían mayor calidad de vida que las mujeres y b.- que las personas con mayor nivel socioeconómico también tendrían mayor calidad de vida que las que pertenecieran a un estrato menor. Posteriormente se compararon las puntuaciones de calidad de vida por sexo y nivel socioeconómico mediante pruebas no paramétricas U de Mann Whitney y Kruskal Wallis.

Para determinar la validez de estructura interna se realizaron tres análisis factoriales confirmatorios (AFC) correspondientes a un modelo de cuatro factores relacionados, un modelo de segundo orden y un modelo bifactor. A diferencia del modelo de cuatro factores correlacionados, en el modelo de segundo orden hay un factor global en el que saturan los cuatro factores y en el modelo bifactor hay un factor general pero en el que saturan todos los ítems. El AFC de los modelos se

determinó a partir de la matriz de correlaciones policóricas, por tratarse de una escala con opción de respuestas ordinal. Se especificó el modelo y se determinó, mediante el test de Mardia si la distribución era normal multivariante. Por tratarse de una escala con cinco categorías de respuesta, por presentar efecto techo en dos ítems que afectaban las tres versiones de la escala, y por tratarse de una muestra grande, en todos los modelos se utilizó la media de mínimos cuadrados ponderados ajustados por media y varianza (*weighted least square mean and variance adjusted*, WLSMV) (Li, 2016; Viladrich *et al.*, 2017). Se calcularon los índices de bondad de ajuste: (a) chi cuadrado ( $\chi^2$ ) y sus grados de libertad; (b) el error cuadrático medio de aproximación (*root mean square error of approximation*, RMSEA) e intervalos de confianza al 90%, donde los valores entre 0,05 y 0,08 representan un ajuste aceptable y valores < 0,05 un ajuste excelente (Browne y Cudeck, 1992); (c) el índice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis index*, TLI) y el índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI) (Bentler, 1990) en los cuales se consideró aceptable un índice  $\geq 0,95$  (Hu y Bentler, 1999). Para determinar el modelo con mejor ajuste se hicieron comparaciones de chi cuadrado y grados de libertad.

Para determinar la fiabilidad de consistencia interna se utilizó alfa de Cronbach, Omega ( $\omega$ ) 3 de Green y Yang y Omega jerárquico por Zimbarg por ser el más adecuado a un modelo bifactor todos derivados del modelo de medida (Viladrich *et al.*, 2017). Como se está en proceso de adaptación de la escala se consideró aceptable un coeficiente de al menos de 0,7 (Aarons *et al.*, 2002; Nunnally y Bernstein, 1995)

Para realizar el AFC y la evaluar la consistencia interna se utilizó el software R-Studio, para los descriptivos y para la comparación entre grupos se utilizó el SPSS v. 25 y para la comparación de modelos STATA v. 14.

## Resultados

En las medias y desviaciones típicas de todos los ítems se observa una distribución asimétrica en los ítems 4 y 15 que se refieren respectivamente a la necesidad de tratamiento y a la capacidad para desplazarse. El efecto techo se presentó en ítems de todos los dominios (tabla 1).

Las saturaciones factoriales en cada uno de los modelos se incluyen en la tabla 2. En los tres modelos los ítems que saturan en cada uno de los cuatro factores son los correspondientes al instrumento original. En general, se presentan saturaciones por encima de 0,5 excepto para los ítems 3 y 4 que se refieren a dolor físico y tratamiento médico, respectivamente (tabla 2).

El primer modelo probado fue uno de cuatro factores correlacionados, el cual provee un ajuste adecuado a los datos ( $\chi^2[246] = 1973,6$ ;  $p < 0,001$ ; CFI= 0,922; TLI= 0,912; RMSEA= 0,076 [0,073 - 0,080]). El segundo modelo, representa uno de orden superior, con un factor de segundo orden explicando la varianza común entre los cuatro factores de primer orden. Este modelo no presenta un adecuado ajuste a los datos ( $\chi^2[276] = 1502,5$ ;  $p < 0,001$ ; CFI= 0,878; TLI= 0,864; RMSEA= 0,065 [0,062 - 0,068]).

**Tabla 1**  
Descripción de los ítems de la versión chilena del WHOQOL-BREF ( $n= 1205$ )

Dominio/ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis	Efecto techo %
1. CV	3,63	0,87	-0,19	-0,22	<b>16,2</b>
2. Salud	3,32	1,05	-0,15	-0,74	13,5
Físico					
3.	4,12	0,93	-0,98	0,57	<b>41,41</b>
4.	4,49	0,94	<b>-2,04</b>	3,68	<b>70,87</b>
10.	3,77	0,89	-0,45	-0,09	<b>20,91</b>
15.	4,73	0,56	<b>-2,62</b>	7,17	<b>82,24</b>
16.	3,72	0,99	-0,52	-0,19	<b>23,07</b>
17.	3,79	0,97	-0,56	-0,19	<b>24,90</b>
18.	3,76	0,94	-0,65	0,32	<b>21,49</b>
Psicológico					
5.	3,96	0,91	-0,71	0,32	<b>31,12</b>
6.	3,96	1,04	-0,83	0,07	<b>38,17</b>
7.	3,52	0,80	-0,09	-0,18	10,04
11.	3,45	1,11	-0,35	-0,65	<b>18,42</b>
19.	3,64	0,99	-0,46	-0,21	<b>20,58</b>
26.	3,34	0,93	-0,21	-0,11	11,29
Relaciones sociales					
20.	3,67	1,00	-0,52	-0,19	<b>21,24</b>
21.	3,54	1,20	-0,56	-0,53	<b>24,07</b>
22.	3,80	1,05	-0,69	-0,09	<b>29,13</b>
Entorno					
8.	3,73	0,93	0,07	0,14	<b>20,33</b>
9.	3,82	0,90	-0,50	-0,15	<b>23,57</b>
12.	2,98	0,89	0,04	-0,03	4,48
13.	3,72	0,95	-0,48	-0,10	<b>21,58</b>
14.	3,55	1,01	-0,25	-0,54	<b>19,50</b>
23.	4,10	0,90	-0,92	0,57	<b>39,09</b>
24.	3,52	1,06	-0,37	-0,41	<b>19,50</b>
25.	3,5	1,02	-0,30	-0,42	<b>17,43</b>

Notas: Se presentan los datos con los ítems invertidos, 3, 4 y 26 rotados. El efecto techo se consideró cuando el porcentaje de casos en la máxima categoría fue mayor a 15%. En negrita se señalan las puntuaciones de asimetría mayores a 1 y los efectos techo mayores a 15%. Ítems: 3. Dolor físico (-); 4. tratamiento médico (-); 5. Disfruta la vida; 6. Vida con sentido; 7. Capacidad para concentrarse; 8. Seguro en vida diaria; 9. Ambiente físico saludable; 10. Energía para vida diaria; 11. Acepta su apariencia física; 12. Suficiente dinero para sus necesidades; 13. Disponibilidad de información; 14. Actividades en tiempo libre; 15. Capaz de desplazarse por sí mismo; 16. Satisfecho de cómo duerme; 17. Satisfecho capacidad para realizar actividades. 18. Satisfecho capacidad para trabajar; 19. Satisfecho de sí mismo; 20. Satisfecho relaciones interpersonales; 21. Satisfecho con su vida sexual; 22. Satisfecho con apoyo que recibe de sus amigos; 23. Satisfecho con condiciones del lugar donde vive; 24. Satisfecho de acceso a los servicios; 25. Satisfecho con su medio de transporte; 26. Sentimientos negativos (-).

El tercer modelo probado fue uno bifactor, el cual presenta el mejor ajuste a los datos de los tres modelos analizados ( $\chi^2[222]=961,6$ ;  $p < 0,001$ ; CFI= 0,966; TLI= 0,958; RMSEA= 0,053 [0,049 - 0,056]). Dado, que tanto el modelo de cuatro factores correlacionados como el bifactor presentan los mejores indicadores de bondad de ajuste, se procedió a realizar una prueba de razón de verosimilitud (*likelihood-ratio*, LR) comparándolos y usando como referencia al modelo de cuatro factores correlacionados.

**Tabla 2**

Saturaciones factoriales de los tres modelos multidimensionales de la versión chilena del WHOQOL-BREF ( $n=1205$ )

Dominio/ítem	Cuatro factores correlacionados	Segundo orden		Bifactor	
	Saturación del ítem con el factor	Saturación del factor con el factor de 2º orden	Saturación del ítem con el factor	Saturación ítem con el factor global	Saturación del ítem con el factor
Físico		<b>0,91</b>			
3.	0,22		0,18	0,15	<b>0,63</b>
4.	0,29		0,25	0,23	<b>0,54</b>
10.	<b>0,78</b>		<b>0,72</b>	<b>0,75</b>	0,06
15.	0,38		0,26	0,35	0,20
16.	<b>0,62</b>		<b>0,58</b>	<b>0,59</b>	0,11
17.	<b>0,81</b>		<b>0,77</b>	<b>0,78</b>	0,18
18.	<b>0,75</b>		<b>0,71</b>	<b>0,72</b>	0,13
Psicológico		<b>0,96</b>			
5.	<b>0,83</b>		<b>0,77</b>	<b>0,74</b>	0,42
6.	<b>0,76</b>		<b>0,70</b>	<b>0,64</b>	<b>0,55</b>
7.	0,46		0,39	0,48	-0,09
11.	<b>0,67</b>		<b>0,62</b>	<b>0,64</b>	0,13
19.	<b>0,86</b>		<b>0,81</b>	<b>0,80</b>	0,23
26.	<b>0,67</b>		<b>0,64</b>	<b>0,61</b>	0,29
Relaciones sociales		<b>0,86</b>			
20.	<b>0,85</b>		<b>0,83</b>	<b>0,68</b>	0,48
21.	0,49		0,45	0,38	0,35
22.	<b>0,66</b>		<b>0,61</b>	<b>0,53</b>	0,39
Entorno		<b>0,77</b>			
8.	<b>0,80</b>		<b>0,61</b>	<b>0,74</b>	0,05
9.	<b>0,64</b>		<b>0,60</b>	<b>0,52</b>	0,32
12.	<b>0,60</b>		<b>0,60</b>	0,41	<b>0,54</b>
13.	<b>0,72</b>		<b>0,70</b>	<b>0,60</b>	0,47
14.	<b>0,58</b>		<b>0,52</b>	<b>0,50</b>	0,23
23.	<b>0,67</b>		<b>0,63</b>	<b>0,51</b>	0,47
24.	<b>0,63</b>		<b>0,62</b>	0,39	<b>0,67</b>
25.	<b>0,59</b>		<b>0,58</b>	0,37	<b>0,60</b>

Nota: en negrita se señalan las saturaciones por arriba del 0,5.

En la tabla 3 se comparan las puntuaciones por dimensión de calidad de vida con relación al sexo y se pueden observar diferencias significativas por sexo en tres dominios, con menores puntuaciones para las mujeres en los dominios de Salud física, Psicológico y Entorno. El tamaño del efecto fue en todos los casos pequeño ( $r= 0,1$ ). En cuanto al nivel socioeconómico se observan diferencias en la dimensión Salud Física y la dimensión Entorno con un incremento claro en la puntuación en esta última dimensión mientras más alto es el nivel.

En cuanto a la validez de estructura interna verificada mediante los AFC, los análisis mostraron que no había distribución multivariante. Debido a la presencia de efecto techo y por tratarse de una escala con categorías de respuesta ordinal se utilizaron las correlaciones policóricas (tabla 4) a partir de las que se generaron los modelos. Esta comparación permitió demostrar que el modelo bifactor es el modelo que presenta un mejor ajuste a los datos ( $LR= \Delta\chi^2= 1012,1$ ;  $\Delta g/ = 24$ ;  $p < 0,001$ ) (tabla 5).

**Tabla 3**

Puntuaciones medias y desviación típica de la versión chilena del WHOQOL-BREF, según el sexo y el nivel socioeconómico ( $n= 1205$ )

Variables		Salud física	Psicológico	Rel. sociales	Entorno
Sexo					
Hombre	<i>M (DT)</i>	78,4 (13,6)	68,8 (17,4)	65,5 (21,3)	67,6 (15,5)
Mujer	<i>M (DT)</i>	75,1 (13,4)	64,6 (17,3)	67,6 (20,2)	63,8 (16,2)
	<i>p</i>	<b>&lt; 0,000</b>	<b>&lt; 0,000</b>	0,079	<b>&lt; 0,000</b>
Nivel socioeconómico					
Bajo	<i>M (DT)</i>	77,1 (13,9)	68,4 (17,2)	66,7 (21,9)	60,9 (14,4)
Medio bajo	<i>M (DT)</i>	75,3 (13,6)	66,1 (17,3)	65,7 (21,4)	61,2 (15,7)
Medio	<i>M (DT)</i>	75,5 (13,8)	64,8 (17,0)	65,7 (20,1)	64,5 (14,6)
Medio alto	<i>M (DT)</i>	77,7 (13,3)	67,0 (18,2)	67,6 (20,5)	69,2 (15,3)
Alto	<i>M (DT)</i>	77,4 (12,7)	67,9 (16,4)	70,5 (17,7)	71,9 (17,1)
Muy alto	<i>M (DT)</i>	82,7 (12,4)	68,6 (19,3)	70,6 (21,3)	84,6 (11,9)
	<i>p</i>	<b>0,008</b>	0,205	0,386	<b>&lt; 0,000</b>

Notas: El análisis de la diferencia entre grupos se obtuvo mediante U de Mann Whitney y Kruskal Wallis. En negrita los datos significativos.

**Tabla 4**  
Matriz de correlaciones policóricas de la versión chilena del WHOQOL-BREF (n= 1205)

Ítems	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	
3	1																							
4	0,41	1																						
5	0,10	0,18	1																					
6	0,07	0,14	0,72	1																				
7	0,11	0,14	0,31	0,29	1																			
8	0,17	0,15	0,56	0,54	0,36	1																		
9	0,13	0,13	0,37	0,39	0,25	0,48	1																	
10	0,15	0,22	0,58	0,50	0,35	0,54	0,41	1																
11	0,11	0,14	0,46	0,42	0,20	0,47	0,38	0,52	1															
12	0,13	0,13	0,27	0,26	0,21	0,29	0,35	0,30	0,30	1														
13	0,16	0,15	0,42	0,36	0,28	0,47	0,47	0,44	0,38	0,55	1													
14	0,11	0,16	0,39	0,29	0,20	0,33	0,38	0,42	0,31	0,34	0,43	1												
15	0,16	0,24	0,25	0,27	0,26	0,28	0,16	0,29	0,21	0,15	0,27	0,14	1											
16	0,16	0,15	0,43	0,37	0,24	0,40	0,32	0,45	0,33	0,29	0,35	0,35	0,19	1										
17	0,17	0,25	0,57	0,44	0,35	0,52	0,36	0,61	0,46	0,33	0,42	0,48	0,33	0,50	1									
18	0,16	0,20	0,52	0,43	0,42	0,49	0,29	0,51	0,34	0,27	0,39	0,30	0,31	0,41	0,66	1								
19	0,08	0,19	0,64	0,59	0,30	0,57	0,36	0,55	0,67	0,31	0,41	0,32	0,24	0,47	0,61	0,62	1							
20	0,09	0,19	0,58	0,54	0,30	0,49	0,31	0,49	0,43	0,27	0,37	0,35	0,24	0,42	0,53	0,52	0,65	1						
21	0,06	0,09	0,35	0,38	0,22	0,30	0,24	0,24	0,29	0,18	0,22	0,12	0,16	0,22	0,26	0,30	0,33	0,44	1					
22	0,10	0,12	0,43	0,38	0,24	0,39	0,31	0,38	0,35	0,26	0,32	0,31	0,17	0,33	0,37	0,40	0,45	0,56	0,29	1				
23	0,10	0,11	0,42	0,36	0,22	0,39	0,48	0,36	0,29	0,43	0,47	0,33	0,24	0,34	0,38	0,33	0,37	0,37	0,28	0,41	1			
24	0,13	0,11	0,30	0,20	0,20	0,32	0,38	0,27	0,26	0,49	0,48	0,31	0,15	0,30	0,35	0,31	0,30	0,31	0,19	0,35	0,53	1		
25	0,13	0,08	0,30	0,26	0,15	0,27	0,34	0,27	0,24	0,45	0,44	0,30	0,20	0,25	0,34	0,30	0,29	0,31	0,21	0,25	0,45	0,59	1	
26	0,17	0,24	0,54	0,56	0,26	0,51	0,30	0,48	0,42	0,26	0,31	0,26	0,15	0,34	0,44	0,40	0,55	0,49	0,24	0,38	0,31	0,23	0,20	

Notas: las celdas en gris destacan los valores  $\geq 0,3$ . Ítems: 3. Dolor físico (-); 4. Tratamiento médico (-); 5. Distruta la vida; 6. Vida con sentido; 7. Capacidad para concentrarse; 8. Seguro en vida diaria; 9. Ambiente físico saludable; 10. Energía para vida diaria; 11. Acepta su apariencia física; 12. Suficiente dinero para sus necesidades; 13. Disponibilidad de información; 14. Actividades en tiempo libre; 15. Capaz de desplazarse por sí mismo; 16. Satisfecho de cómo duerme; 17. Satisfecho capacidad para realizar actividades; 18. Satisfecho capacidad para trabajar; 19. Satisfecho de sí mismo; 20. Satisfecho relaciones interpersonales; 21. Satisfecho con su vida sexual; 22. Satisfecho con apoyo que recibe de sus amigos; 23. Satisfecho con condiciones del lugar donde vive; 24. Satisfecho de acceso a los servicios; 25. Satisfecho con su medio de transporte; 26. Sentimientos negativos (-).

**Tabla 5**

Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio de tres modelos y fiabilidad a partir de cada modelo de medida de la versión chilena del WHOQOL-BREF ( $n= 1205$ )

Modelo	$g/l$	$\chi^2$	$p$	CFI	TLI	RMSEA	IC 90%	SRMR	$\alpha$	$\omega^a$
M1	246	1973,7	0,000	<b>0,922</b>	0,912	0,076	0,073-0,080	<b>0,056</b>	0,92	0,93 <sup>a</sup>
M2	276	1502,5	0,000	0,878	0,864	0,065	0,062-0,068	0,054	0,92	0,93 <sup>a</sup>
M3	222	961,6	0,000	<b>0,966</b>	<b>0,958</b>	<b>0,053</b>	<b>0,049-0,056</b>	<b>0,036</b>	NA	<b>0,94<sup>b</sup></b>

Notas: CFI= *comparative fit index*; TLI= *Tucker-Lewis index*; RMSEA= *root mean square error of approximation*; SRMR= *standardized root mean residual*; M1= cuatro factores correlacionados; M2= segundo orden; M3= bifactor; NA= no aplica. El método de estimación en todos los casos fue WLSMV. <sup>a</sup>Omega 3 de Green y Yang; <sup>b</sup>Omega jerárquico. En negrita se señalan los valores que representan un ajuste aceptable.

## Discusión

El presente estudio tuvo como propósito determinar las propiedades psicométricas de la versión chilena del WHOQOL-BREF, el cuestionario para evaluar calidad de vida según la OMS, en estudiantes universitarios chilenos. Respecto a la validez de constructo, las puntuaciones por dimensión por grupos de sexo y nivel socioeconómico fueron en el sentido esperado por las hipótesis. El AFC con un modelo bifactor, obtuvo evidencia de validez de estructura interna buena, así como evidencia de fiabilidad de consistencia interna adecuada del cuestionario.

En el presente artículo se utiliza la versión chilena aprobada por la OMS. Aplicaciones previas del WHOQOL-BREF fueron realizadas en Chile (Urzúa *et al.* 2013, 2017) utilizando la versión española. En general las guías psicométricas recomiendan que en grupos culturales distintos se realicen adaptaciones por ejemplo se ha afirmado "El interés en este punto alerta sobre las consecuencias de asumir sin más la universalidad de los constructos entre culturas" (Muñiz *et al.*, 2013, p. 158), y entre Chile y España hay diferencias que se han encontrado tanto en la CV general como en sus dominios medidas mediante la versión española del WHOQOLBREF y también al comparar y encontrar diferencias en un listado de aspectos culturales de ambos países (Urzúa *et al.*, 2012, p. 1302).

Las diferencias culturales observadas justificaron que se aprobara el desarrollo de una versión chilena por parte del WHOQOL que se adaptó desde la versión original en inglés siguiendo las normas del grupo WHOQOL al respecto. En el presente estudio se utilizó la versión chilena y se verificaron de sus propiedades psicométricas con autorización del proceso por la parte de la OMS.

Respecto a la validez de constructo, los resultados apuntan en la misma dirección que estudios previos, lo cuales encontraron que en las mujeres la calidad de vida era menor (Hidalgo-Rasmussen *et al.*, 2014; Michel *et al.*, 2009; Sepúlveda *et al.*, 2013; Ventegodt, 1998), excepto en el caso de la dimensión Relaciones Sociales donde no se encuentran diferencias. Al comparar los resultados con el grupo de 20 a 29 años del estudio aplicado en Chile con la versión española (Urzúa

y Caqueo-Úrizar, 2013) se observan resultados opuestos, con una media para las mujeres mayor en los dominios de Salud física, Psicológico y Entorno.

En cuanto a la validez de estructura interna, en el estudio local del ajuste, las correlaciones son bajas en los ítems 3 y 4 referidos a dolor y tratamiento médico, lo que puede deberse a que los jóvenes que reportaron experimentar dolor o estar bajo tratamiento médico, lo tienen a un nivel que no les afectan la realización de las actividades por las que indagan otros ítems de la dimensión. Algo distinto se podría esperar del dolor o el tratamiento al que están sometidas poblaciones clínicas, pero la falta de la matriz de correlaciones en los estudios nos impide verificarlo. Sin embargo, en otro estudio realizado en adolescentes con un modelo de segundo orden y la versión de Taiwan del WHOQOL-BREF se eliminaron los mismos dos ítems que en nuestro estudio obtienen las más bajas correlaciones, por no representar las características de ese grupo de edad (Kun-Hu *et al.*, 2005).

Antecedentes del cuestionario a nivel internacional muestran pruebas de validez de estructura interna de la escala, así por ejemplo en la versión de Nueva Zelanda en factores correlacionados CFI 0,966, RMSEA 0,072, SRMR 0,067 (Krägeloh *et al.*, 2013). Sin embargo, cuando se aplicó la versión española del WHOQOL-BREF en Chile, algunos indicadores de bondad de ajuste no fueron adecuados. Así, cuando se aplicó la versión española a personas entre 20 y 59 años usando el modelo de cuatro factores de la OMS, el ajuste fue moderado de acuerdo a los autores: CFI 0,87, GFI 0,92, RMSEA 0,061 (0,059-0,064) (Urzúa y Caqueo-Úrizar, 2013), aunque ese valor de CFI no sería aceptable bajo el criterio de  $\geq 0,95$  (Hu y Bentler, 1999). Utilizando la misma versión española pero ahora con adultos mayores chilenos y un modelo de cuatro factores correlacionados, se obtuvo CFI 0,84, RMSEA 0,056 (Espinoza *et al.*, 2011), nuevamente un CFI no adecuado por ser  $\geq 0,95$  (Hu y Bentler, 1999). En otro estudio en que se aplicó la misma versión española a estudiantes universitarios chilenos no se encontró un ajuste adecuado con CFI de 0,92, TLI de 0,86, RMSEA de 0,068. A partir de los resultados de este último estudio y la comparación con la versión española en nueve diferentes países los autores concluyeron que es necesario realizar adaptaciones específicas del WHOQOL-Bref por país que consideren sus diferencias (Benitez-Borrego *et al.*, 2014). Más allá de eso el análisis de propiedades psicométricas que varían por grupos de edad es un reto para instrumentos como el WHOQOL-BREF que pretende aplicarse en un amplio rango de edad, así la versión española se aplicó en Chile a adultos mayores (Espinoza *et al.*, 2011) y con un modelo de cuatro factores correlacionados obtuvo un índice CFI de 0,84 y aun así se recomendó como adecuado. Finalmente, no es extraño que haya surgido la necesidad de adaptar la escala WHOQOL-OLD en Chile (Urzúa y Navarrete, 2013), pero aun así entre el adulto joven y el adulto de 50 años hay importantes diferencias en las dimensiones, intereses, preocupaciones valores y expectativas como la misma definición del constructo lo refiere por lo cual es difícil que un instrumento pueda captar estas diferencias sin perder ajuste.

Aunque en la versión original el modelo utilizado para revisar las propiedades psicométricas fue uno de segundo orden (WHOQOL Group, 1998) y se reportó un CFI de 0,90, en este estudio fue el modelo bifactor el que mejor ajustó con índices más adecuados a los otros dos modelos. Un modelo bifactor asume que los ítems

pueden estar correlacionados porque ellos comparten un rasgo común y una fuente adicional de variación común posiblemente debida al contenido del ítem compartido (Reise *et al.*, 2018). Por lo que teóricamente esto ajusta muy bien con el constructo de calidad de vida, en el cual sabemos que distintos aspectos específicos de la vida aportan a él, pero al mismo tiempo estos aspectos se aglutinan en factores que para cada etapa de la vida resultan más o menos relevantes. En este estudio se prefirió un modelo bifactor ante un modelo de segundo orden con base a la comparación de modelos, los índices de ajuste y a recomendaciones previas basadas en el análisis de un instrumento de calidad de vida que ha abordado las ventajas del modelo bifactor (Chen *et al.*, 2006).

El modelo teórico en que se basa la estructura bifactor de calidad de vida es fiel al propuesto originalmente, los ítems saturan en cuatro factores. En el artículo del desarrollo de WHOQOL BREF (The WHOQoL Group, 1998) el AFC siguió un modelo de segundo orden (que implica un factor de orden superior), aun así no pretendieron que hubiera una sola puntuación para interpretar. Cuando nosotros utilizamos un modelo bifactor mantenemos la concepción teórica del instrumento original. Así como todas las dimensiones de calidad de vida son parte de la calidad de vida general las puntuaciones de calidad de vida deberían ser presentadas juntas, no sería adecuado presentar aisladas las puntuaciones de las dimensiones. Esto es congruente con el hecho de que la calidad de vida general es la apreciación de los elementos relevantes de la vida de la persona.

Los modelos del presente estudio confirman que al evaluar la calidad de vida por tratarse de un constructo multidimensional se deben evaluar todos los factores que la componen y no solo un dominio (WHOQOL Group, 1998).

La principal limitación del estudio fue que la muestra sólo considera población adulta joven y por lo tanto los datos de las propiedades psicométricas reportados en este estudio, no pueden ser generalizados en población adulta. No obstante, nuestro propósito fue determinar las propiedades del instrumento en estudiantes adultos jóvenes chilenos no en otras poblaciones.

Se podría considerar como una limitación el hecho de haber utilizado una muestra grande de estudiantes universitarios. El estudio de instrumentos con muestras grandes de universitarios es una práctica frecuente por ejemplo el estudio de da Silva *et al.* (2018) con el WHOQOL-BREF incluyó 4,020 personas, incluyendo 2900 estudiantes universitarios (1398 Brasileños, 1165 Portugueses y 337 de Mozambique). Además, los análisis factoriales confirmatorios requieren amplias muestras y en este estudio se utilizó el método WLSMV que puede ser aplicado a muestras como la nuestra" (Viladrich *et al.*, 2017, p. 762). Es necesario además considerar los tamaños de muestra requeridos para obtener la fiabilidad, al respecto se ha señalado "... la fiabilidad de las medidas suele estimarse en un estudio piloto con relativamente pocos casos de manera que el uso ingenuo de  $\alpha$  puede proporcionar estimaciones muy sesgadas. Por otra parte, las estimaciones más correctas, basadas en los métodos SEM, requieren de grandes muestras para lograr resultados estables (Yang y Green, 2010)" (Viladrich *et al.*, 2017, p. 769).

Otra limitación es que el diseño transversal del estudio sólo considera una aplicación del instrumento por cada participante y por lo tanto no se pudo determinar la estabilidad de la escala. Futuros estudios podrían llenar este vacío.

Con la utilización de un instrumento como el abordado aquí, quedan aún puntos importantes a considerar en cuanto a la medición de la calidad de vida. Uno de ellos es el problema del cambio de respuesta debido cambios en el marco desde el cual el individuo la evalúa (Rapkin y Schwartz, 2019) otro, tiene que ver con la ponderación que hacen las personas de las distintas dimensiones de la calidad de vida (Urzúa *et al.*, 2013), la ventaja que pueden tener los bancos de ítems como las de la iniciativa PROMIS sobre los instrumentos que utilizan un número fijo de ítems como el presente (Uy *et al.*, 2020); y finalmente cómo garantizar que los distintos aspectos, descriptivo, evaluativo y normativo de la calidad de vida se reflejen en instrumentos como el presente (Gómez, Verdugo y Arias, 2010; WHOQOL Group, 1998). La discusión de estos aspectos supera los propósitos del presente estudio pero es importante destacarlos.

Las propiedades psicométricas de validez y fiabilidad de la versión chilena del WHOQOL-BREF fueron adecuadas al aplicarse a una muestra amplia de estudiantes chilenos, por lo cual consideramos que puede ser un instrumento útil para evaluar la calidad de vida general en población adulta joven chilena.

Consideramos que este estudio es relevante ya que se aportan datos fundamentales para concluir la adaptación transcultural del WHOQOL-Bref versión chilena para que queden a disposición de la comunidad científica, de esta manera cuando se realicen aplicaciones en Chile, la OMS puede ofrecer un instrumento adaptado a la cultura, traducido desde la versión original en inglés y del cual se han estudiado sus propiedades psicométricas en una población de adultos jóvenes.

### Referencias

- Aaronson, N., Alonso, J., Burnam, A., Lohr, K. N., Patrick, D. L., Perrin, E. y Stein, R. E. (2002). Assessing health status and quality-of-life instruments: attributes and review criteria. *Quality of Life Research*, 11(3), 193-205. doi: 10.1023/a:1015291021312
- Adimark. (2000). *El nivel socioeconómico ESOMAR, Manual de aplicación*. <http://www.microweb.cl/idm/documentos/ESOMAR.pdf>
- Benitez-Borrego, S., Guàrdia-Olmos, J. y Urzúa-Morales, A. (2014). Factorial structural analysis of the Spanish version of WHOQOL-BREF: an exploratory structural equation model study. *Quality of Life Research*, 23(8), 2205-2212. doi: 10.1007/s11136-014-0663-2
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi: 10.1037//0033-2909.107.2.238
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods y Research*, 21(2), 230-258. doi: 10.1177/0049124192021002005
- Chen, F. F., West, S. y Sousa, K. (2006). A comparison of bifactor and second-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research*, 41(2), 189-225. doi: 10.1207/s15327906mbr4102\_5
- da Silva, W. R., Bonafé, F. S. S., Marôco, J., Maloa, B. F. S. y Campos, J. A. D. B. (2018). Psychometric properties of the World Health Organization Quality Of Life instrument-abbreviated version in Portuguese-speaking adults from three different countries. *Trends in Psychiatry and Psychotherapy*, 40(2), 104-113. doi: 10.1590/2237-6089-2017-0058
- Espinoza, I., Osorio, P., Torrejón, M. J., Lucas-Carrasco, R. y Bunout, D. (2011). Validación del cuestionario de calidad de vida (WHOQOL-BREF) en adultos mayores chilenos. *Revista Médica de Chile*, 139(5), 579-586. doi: 10.4067/S0034-98872011000500003

- Gómez, L., Verdugo, M. y Arias, B. (2010). Calidad de vida individual: avances en su conceptualización y retos emergentes en el ámbito de la discapacidad. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 18(3), 453-472.
- González, E., Martínez, V., Molina, T., George, M., Sepúlveda, R., Molina, R. y Hidalgo-Rasmussen, C. (2016). Diferencias de género en la calidad de vida relacionada con la salud en adolescentes escolarizados chilenos. *Revista Médica de Chile*, 144(3), 298-306. doi: 10.4067/S0034-98872016000300004
- Hidalgo-Rasmussen, C. A., Rajmil, L. y Espinoza, R. M. (2014). Adaptación transcultural del cuestionario KIDSCREEN para medir calidad de vida relacionada con la salud en población mexicana de 8 a 18 años. *Ciência y Saúde Coletiva*, 19(7), 2215-2224. doi: 10.1590/1413-81232014197.09682013
- Hidalgo-Rasmussen, C., Molina, T., Molina, R., Sepúlveda, R., Martínez, V., Montaña, R., González, E. y George, M. (2015). Bullying y calidad de vida relacionada con la salud en adolescentes escolares chilenos. *Revista Médica de Chile*, 143(6), 716-723. doi: 10.4067/S0034-98872015000600004
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Krägeloh, C. U., Kersten, P., Rex Billington, D., Hsu, P. H. -C., Shepherd, D., Landon, J. y Feng, X. J. (2013). Validation of the WHOQOL-BREF quality of life questionnaire for general use in New Zealand: confirmatory factor analysis and Rasch analysis. *Quality of Life Research*, 22(6), 1451-1457. doi: 10.1007/s11136-012-0265-9
- Kun-Hu, C., Chia-Huei, W. y Grace, Y. (2005). Applicability of the WHOQOL-BREF on early adolescence. *Social Indicators Research*, 79(2), 215-234. doi: 10.1007/s11205-005-0211-0
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. doi: 10.3758/s13428-015-0619-7
- Lin, J. H., Ju, Y. H., Lee, S. J., Yang, Y. H. y Lo, S. K. (2011). Examining changes in self-perceived quality of life in children and adolescents with physical disability using a longitudinal design. *Disability and Rehabilitation*, 33(19-20), 1873-1879. doi: 10.3109/09638288.2011.552664
- Michel, G., Bisegger, C., Fuhr, D. C. y Abel, T. (2009). Age and gender differences in health-related quality of life of children and adolescents in Europe: a multilevel analysis. *Quality of Life Research*, 18(9), 1147-1157. doi: 10.1007/s11136-009-9538-3
- Molina, R., Molina, T., González, E. y Sepúlveda, R. (2017). Versión chilena del cuestionario WHOQOL-BREF [manuscrito en preparación]. Escuela de Salud Pública, Universidad de Chile.
- Molina, T., Montaña, R., González, E., Sepúlveda, R., Hidalgo-Rasmussen, C., Martínez, V., Molina, R. y George, M. (2014). Propiedades psicométricas del cuestionario de calidad de vida relacionada con la salud KIDSCREEN-27 en adolescentes chilenos. *Revista Médica de Chile*, 142, 1415-1421. doi: 10.4067/S0034-98872014001100008
- Moons, P., Budts, W. y De Geest, S. (2006). Critique on the conceptualisation of quality of life: a review and evaluation of different conceptual approaches. *International Journal of Nursing Studies*, 43(7), 891-901. doi: 10.1016/j.ijnurstu.2006.03.015
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi: 10.7334/psicothema2013.24
- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica* (3ra ed.). Ciudad: New York, McGraw-Hill.

- Rapkin, B. D. y Schwartz, C. E. (2019). Advancing quality-of-life research by deepening our understanding of response shift: a unifying theory of appraisal. *Quality of Life Research* 28(10), 2623-2730. doi: 10.1007/s11136-019-02248-z
- Reise, S. P., Bonifay, W. y Haviland, M. G. (2018). Bifactor modelling and the evaluation of scale scores. En P. Irwing, T. Booth y D. J. Hughes (dirs.), *The Wiley handbook of psychometric testing: a multidisciplinary reference on survey, scale and test development* (pp. 678-707). Wiley Blackwell. doi: 10.1002/9781118489772.ch22
- Saxena, S., Carlson, D. y Billington, R. (2001). The WHO quality of life assessment instrument (WHOQOL-Bref): the importance of its items for cross-cultural research. *Quality of Life Research*, 10(8), 711-721. doi: 10.1023/a:1013867826835
- Sepúlveda, R., Molina, T., Molina, R., Martínez, V., González, E., George, M., Montaña, R. y Hidalgo-Rasmussen, C. (2013). Adaptación transcultural y validación de un instrumento de calidad de vida relacionada con la salud en adolescentes chilenos. *Revista Médica de Chile*, 141(10), 1415-1421. doi: 10.4067/s0034-98872013001000007
- Urzúa, A. y Caqueo-Úrizar, A. (2013). Estructura factorial y valores de referencia del WHOQoL-Bref en población adulta chilena. *Revista Médica de Chile*, 141(12), 1547-1554. doi: 10.4067/S0034-98872013001200008
- Urzúa, A., Ferrer, R., Canales Gaete, V., Núñez Aragón, D., Ravanal Labraña, I. y Tabilo Poblete, B. (2017). The influence of acculturation strategies in quality of life by immigrants in northern Chile. *Quality of Life Research*, 26(3), 717-726. doi: 10.1007/s11136-016-1470-8
- Urzúa, A., Miranda-Castillo, C., Caqueo-Úrizar, A. y Mascayano, F. (2012). Do cultural values affect quality of life evaluation? *Social Indicators Research*, 114(3), 1295-1313. doi: 10.1007/s11205-012-0203-9
- Urzúa, A. y Navarrete, M. (2013). Calidad de vida en adultos mayores: análisis factoriales de las versiones abreviadas del WHOQOL-OLD en población chilena. *Revista Médica de Chile*, 141(1), 28-33. doi: 10.4067/S0034-98872013000100004
- Urzúa, A., Julio, C., Páez, D., Sanhueza, J. y Caqueo, A. (2013). ¿Existen diferencias en la evaluación de la calidad de vida cuando los menores valoran la importancia de lo que se les pregunta? *Archivos Argentinos de Pediatría*, 111(2), 98-104. doi: 10.5546/aap.2013.98
- Uy, E. J. B., Xiao, L. Y. S., Xin, X., Yeo, J. P. T., Pua, Y. H., Lee, G. L., Kwan, Y. H., Teo, E. P. S., Vaingankar, J. A., Subramaniam, M., Chan, M. F., Kumar, N., Ang, A. L. C., Bautista, D. C., Cheung, Y. B. y Thumboo, J. (2020). Developing item banks to measure three important domains of Health-Related Quality of Life (HRQOL) in Singapore. *Health and Quality of Life Outcomes*, 18(1), 1-14. doi: 10.1186/s12955-019-1255-1
- Ventegodt, S. (1998). Sex and the quality of life in Denmark. *Archives of Sexual Behavior*, 27(3), 295-307. doi: 10.1023/a:1018655219133
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A. y Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. doi: 10.6018/analesps.33.3.268401
- Von Rueden, U., Gosch, A., Rajmil, L., Bisegger, C., Ravens-Sieberer, U. y Group, T. E. K. (2006). Socioeconomic determinants of health related quality of life in childhood and adolescence: results from a European study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60(2), 130-135. doi: 10.1136/jech.2005.039792
- WHOQOL Group (1998). Development of the World Health Organization WHOQOL-BREF quality of life assessment. *Psychological Medicine*, 28(3), 551-558. doi: 10.1017/S0033291798006667
- WHOQOL Group (1993). Study protocol for the World Health Organization project to develop a quality of life assessment instrument (WHOQOL). *Quality of Life Research*, 2(2), 153-159. doi: doi:10.1007/bf00435734

WHOQOL Group (1995). The World Health Organization Quality of Life assessment (WHOQOL): position paper from the World Health Organization. *Social Science and Medicine*, 41(10), 1403-1409. doi: 10.1016/0277-9536(95)00112-k

RECIBIDO: 12 de agosto de 2020

ACEPTADO: 18 de febrero de 2021