

# Propiedades psicométricas y exploración factorial de la versión mexicana del Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire

## *Psychometric properties and factorial exploration of the Mexican version of the Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire*

Recibido: 26/07/2022  
Aceptado: 22/11/2022

**Camilo Romo Pérez**  
orcid 0000-0001-9157-5093

Unidad de Investigación en Medicina Estomatológica, Preventiva y Social (UIMEPS) - Universidad Del Magdalena, Santa Marta, Colombia.

**Alma Luz San Martín López**  
orcid 0000-0002-7731-2737

Facultad de Odontología, Universidad Veracruzana. Poza Rica, México.

### RESUMEN

**Objetivo:** Evaluar las propiedades psicométricas de la versión mexicana del Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire.

**Materiales y métodos:** Estudio de validación de escala psicométrica desarrollado en Poza Rica (Veracruz-México) que adaptó transculturalmente el Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire del español peruano a la jerga mexicana. La validez de apariencia fue evaluada mediante el juicio de expertos quienes calificaron la claridad, pertinencia e importancia de las preguntas. La muestra fueron 241 padres y cuidadores. La fiabilidad se evaluó mediante el alfa de Cronbach y Omega de McDonald, la consistencia interna, y poder discriminante mediante el coeficiente de correlación de Spearman y validez de contenido se evaluó mediante Análisis Factorial Exploratorio.

**Resultados:** La escala evidenció un  $\alpha=0,81$  y  $\omega =0,8$ . Las pruebas de matrices se presentaron un índice Kaiser-Meyer-Olkin=0,739 ( $p=0,001$ ); prueba de Bartlett ( $p=0,001$ ). Se exploraron varias soluciones y se consideró el referente un modelo de cuatro factores capaz de explicar el 52,3% de la varianza acumulada en el cual se extrajeron 11 ítems de la escala original con saturaciones  $<0,4$ .

**Conclusión:** La versión mexicana del Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire presentó una óptima respuesta a la reproducibilidad y buena validez de contenido. Se sugiere la revisión de los ítems eliminados y el análisis factorial confirmatorio para admitir una versión definitiva de la escala.

**Palabras claves:** Calidad de vida; análisis factorial; psicometría; salud bucal; salud infantil, salud pública.

Citar como Romo C, San Martín A. Propiedades psicométricas y exploración factorial de la versión mexicana del Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire. *Odontol Pediatr* 2022;21 (2); 23 - 34.

## Abstract

**Objective:** To evaluate the psychometric properties of the Mexican version of the Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire.

**Materials and methods:** A psychometric scale validation study developed in Poza Rica (Veracruz-México) that cross-culturally adapted the Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire from Peruvian Spanish to Mexican slang. Face validity was evaluated through the judgment of experts who rated the clarity, relevance and importance of the questions. The sample was 241 parents and caregivers. Reliability was assessed using Cronbach's alpha and McDonald's Omega, internal consistency, and discriminant power using Spearman's correlation coefficient, and content validity was assessed using Exploratory Factor Analysis.

**Results:** The scale showed an  $\alpha=0.81$  and  $\omega=0.8$ . The matrix tests presented a Kaiser-Meyer-Olkin index=0.739 ( $p=0.001$ ); Bartlett's test ( $p=0.001$ ). Various solutions were explored and a four-factor model capable of explaining 52.3% of the accumulated variance was considered the benchmark, in which 11 items were extracted from the original scale with loads  $<0.4$ .

**Conclusions:** The Mexican version of the Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire presented an optimal response to reproducibility and good content validity. The revision of the eliminated items and the confirmatory factor analysis are suggested to admit a definitive version of the scale.

**Keywords:** Quality of life, Factor Analysis, Psychometrics, oral health, child health, public health.

## INTRODUCCIÓN

La calidad de vida (CV) según la Organización Mundial de la Salud (OMS) es considerada como la percepción personal de la posición en la vida, en el contexto de la cultura y sistema de valores en el cual se vive y su relación con las metas, expectativas, estándares e intereses<sup>1</sup>. Por otra parte, la Calidad de Vida Relacionada con la Salud (CVRS) es la medida en que se modifica el valor asignado a la duración de la vida en función de la percepción de limitaciones físicas, psicológicas, sociales y de disminución de oportunidades a causa de la enfermedad, sus secuelas, el tratamiento y/o las políticas de salud<sup>2,3</sup>.

La Calidad de Vida Relacionada con la Salud Bucal (CVRSB) se define como la percepción individual del impacto de las condiciones y enfermedades orales sobre el bienestar general. Este concepto ha derivado en un incremento de investigaciones para desarrollar y validar instrumentos de medición de la CVRSB en niños, entre ellos el Child Perception Questionnaire (CPQ), Child Oral Health Impact Profile (COHIP), Family Impact Scale (FIS), debido a que patologías orales como la caries, trauma dentoalveolar y maloclusiones son frecuente en los niños y pueden llegar a generar malestar e

incapacidad física y psicosocial, afectando así su calidad de vida.<sup>4-9</sup>. Aunque las percepciones de los niños son importantes, los menores de 6 años pueden dar respuestas poco confiables debido a su nivel abstracto de comprensión y noción del tiempo y la realidad frente a eventos pasados. Por eso es importante evaluar la percepción de los padres y cuidadores, ya que son los encargados de salvaguardar la salud de los menores<sup>10-13</sup>.

Una de las escalas más usadas para medir la CVRSB en niños desde la perspectiva de los padres o cuidadores es el P-CPQ, desarrollado por Jokovic et al, originalmente en inglés, siendo adaptado a otros idiomas en países como China, Brasil, Perú, Reino Unido, Nueva Zelanda y EE. UU<sup>14-20</sup>. Aunque, el P-CPQ ha sido adaptado al español, no se encontraron reportes de su validación en México.

En consecuencia, el objetivo de esta investigación fue evaluar las propiedades psicométricas de validez y reproducibilidad de la versión de 33 ítems del P-CPQ aplicado en padres mexicanos de niños con edades de 6 a 14 años.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Investigación de enfoque cuantitativo de validación de escala psicométrica en padres de niños escolares de 6 a 14 años de dos instituciones educativas públicas en Poza Rica, Veracruz-México. Se excluyeron personas con limitaciones cognitivas o físicas que les impidiera completar el instrumento. Se seleccionó una muestra consecutiva por conveniencia de 241 padres bajo la sugerencia de la Comisión Internacional de Test, cuya recomendación es de mínimo 200 participantes para instrumentos donde se pretende evaluar cuestionarios con riesgos potenciales de error<sup>21</sup>. También se siguió la recomendación de otros autores quienes sugieren

no menos de 200 casos para evaluar la estructura factorial<sup>22,23</sup>. En la primera escuela los cuestionarios fueron entregados al finalizar la jornada de clases y devueltos en una semana. En la segunda escuela se construyó una versión en línea del instrumento, debido a la contingencia por Covid-19 ya que representaba un riesgo la manipulación del instrumento físico.

## CONSIDERACIONES ÉTICAS

Durante toda la investigación se mantuvieron los principios éticos para investigación en seres humanos y la Declaración de Helsinki de 1975. La revisión del protocolo de estudio y el aval del mismo estuvo a cargo del comité de ética de la Facultad de Odontología de la Universidad Veracruzana sede Poza Rica-Tuxpan mediante (código de oficio de aval: Of.UCS/PR-T/O30 Fecha 05/03/20).

El cuestionario se envió vía WhatsApp y correo electrónico en forma de una encuesta en línea que estuvo disponible 3 semanas por parte de las directivas de las escuelas, durante el proceso se excluyeron 17 encuestas incompletas. Para acceder a las preguntas de la encuesta, cada participante debía leer y aceptar los términos del estudio mediante un consentimiento informado electrónico en donde se plasmaba el objetivo de la investigación, el tipo de información a recolectar, los riesgos de la misma y si aceptaba participar voluntariamente.

## MEDICIONES

### información sociodemográfica

Se recopiló información de la edad y género de los niños. De los padres se preguntó sobre el nivel educativo y socioeconómico.

### Calidad de Vida Relacionada con la Salud Bucal

El cuestionario de percepción de los padres y cuidadores (P-CPQ) es usado para medir la CVRSB en niños de 6 a 14 años; Constituido por cuatro dimensiones: síntomas orales (SO), limitación funcional (LF), bienestar emocional (BE) y bienestar social (BS). Contiene 31 preguntas con respuestas tipo Likert, donde nunca=0, una o dos veces=1, a veces=2, a menudo=3, y todos los días o casi todos los días=4<sup>14,19</sup>. En este estudio se usó como punto de partida la versión en español peruano, la cual cuenta con dos preguntas adicionales que también se incluyeron en la versión brasileña<sup>18,24</sup>.

### Adaptación transcultural

Consistió en la sustitución de expresiones no propias de las poblaciones mexicanas. Ejemplo: “comida atascada en los dientes” por “comida entre los dientes” “Bonito/bonita” por “guapo/guapa”. Esto fue sometido a revisión por un panel de 4 expertos con formación de doctorado en investigación, educación y odontopediatría antes de concebir las preguntas definitivas de la escala. El proceso del juicio consistió en tres fases: 1. Preparación del instrumento y decisión de la vía de consulta. 2: Ronda de consultas, realimentación. 3: consenso y reporte de resultados<sup>25</sup>.

### Análisis estadístico

Los datos se almacenaron en Microsoft Excel versión 2010 y se analizaron en SPSS Versión 25. Para describir la población se calcularon las frecuencias de las variables edad, sexo, nivel socioeconómico y última visita al odontólogo según el grado académico de los niños.

La validez de apariencia se evaluó mediante el juicio del comité de expertos y la validez de contenido que se evaluó a través del Análisis Factorial Exploratorio (AFE). Mientras que, la reproducibilidad se evaluó mediante la fiabilidad mediante el Alfa de Cronbach y Omega de McDonald con valores satisfactorios entre  $\geq 0,7$  y  $\leq 0,90$  (26, 27). Por su parte, la consistencia interna (CI) y el poder discriminante (PD) se evaluaron con el coeficiente de correlación de Spearman con valores aceptados de  $>0,4$  para CI y  $<0,3$  para CI y PD respectivamente<sup>26,28</sup>.

El supuesto de normalidad se evaluó con la prueba de Kolmogorov-Smirnov, la adecuación de los datos fue evaluada mediante el índice KMO cuyo valor aceptado fue  $>0,5$  y para la prueba de Bartlett  $p < 0,05$ .

Para ejecutar el AFE se emplearon el método de extracción ejes principales ya que se recomienda para datos que no siguen la distribución normal, complementariamente se usó el método de mínimos cuadrados no ponderados debido a que se recomienda para escalas donde el número de variables observadas es alto y son pocos los factores esperados a retener en una solución. Para el proceso de rotación se usaron métodos ortogonales (Varimax) y oblicuos (Oblimin)<sup>22,30</sup>. Los factores se extrajeron considerando autovalores  $>1$ . Las comunalidades  $\geq 0,5$  se consideraron satisfactorias. El punto de corte para las saturaciones de los ítems fue de  $>0,4$  (27, 29-30).

### RESULTADOS

De acuerdo a los reportes de los padres y cuidadores, el 51,42% de los niños eran de sexo masculino y el 48,58% de sexo femenino. Las edades más frecuentes fueron 11 años, correspondientes al 23,31%, seguido de 8 años que representó 16,56% y 6 años equivalentes al 15,90%. La mayoría de los

participantes fueron de nivel socioeconómico medio (80,39%). En lo concerniente a la última visita al odontólogo un 40,31% de los padres señaló que sus hijos asistieron hace un año o más. En contraposición un 9,59% reportaron inasistencia de sus hijos a consulta odontológica.

En lo referente a la evaluación de la fiabilidad, esta versión del P-CPQ presentó Alfa de Cronbach

global=0,81 y en cada una de las dimensiones puntajes entre 0,7- 0,81. Indicando una fiabilidad satisfactoria. La fiabilidad evaluada con el Omega de McDonald fue=0,8. Con respecto a los porcentajes de éxito evaluados en cada una de las dimensiones, estos se ubicaron entre el 60% y 100%. Asimismo, el poder discriminante evidenció valores satisfactorios, con porcentajes observados entre el 70,3% y 100% (Tabla 1).

Tabla 1. Puntajes de las propiedades de reproducibilidad (fiabilidad, consistencia interna y poder discriminante)

Dimensión	Ítems por dimensión	Fiabilidad		Consistencia interna		Poder discriminante	
		Alfa de Cronbach	Omega de McDonald	Ítem-Dimensión	% Éxito	Ítem-Dimensión	% Éxito
Síntomas bucales	6	0,76	0,72	0,428-0,637	100%	0,401 – 0,634	100%
Limitación funcional	8	0,70	0,63	0,258-0,864	63%	0,14 – 0,383	95,8%
Bienestar emocional	9	0,81	0,76	0,401 – 0,634	100%	0,401 – 0,634	70,3%
Bienestar social	10	0,73	0,68	0,185 – 0,643	60%	0,001 – 0,455	76,7%
<b>Total</b>	<b>33</b>	<b>0,81</b>	<b>0,80</b>				

La prueba de Kolmogorov-Smirnov evidenció que los datos no seguían una distribución normal, con valor del estadístico=0,175 (p=0,001), esto admite el rechazo de H0. De forma secundaria se pudo comprobar este hallazgo con las medidas de asimetría (Rango= 0,961; 9,51) y Curtosis (Rango= -0,216; 100). La prueba KMO=0,739 y la prueba de esfericidad de Bartlett= 3011,62 (p=0,001) sugieren adecuado tamaño de muestra y adecuado tamaño de las correlaciones de los datos para el AFE.

Inicialmente se evaluó con el método de ejes principales combinado con el criterio de rotación Oblimin. El número de factores a retener se hizo basado en el criterio de autovalores >1. En esta

solución, 15 ítems obtuvieron comunalidades >0,5. La mayor proporción de la varianza correspondiente a un 18,42% era explicada por el factor 1 con un autovalor de 6,079, seguido del factor 2 con un autovalor de 3,359 que explicaba el 10,18% de la varianza. En total este modelo de 11 factores alcanzó una explicación de la varianza acumulada del 67,06%. Los factores 8, 9, 10 y 11 no obtuvieron más de dos saturaciones satisfactorias.

En la solución 2 (Tabla 2) se usó el método de Ejes Principales con rotación Oblimin, y el criterio de extracción fija de cuatro factores en concordancia con la dimensionalidad del instrumento.

Tabla 2. Solución 2: AFE con criterio extracción de cuatro factores, método de extracción: Ejes principales, método de rotación: Varimax

Solución 2. Matriz de factor rotado						
Dimensión	Ítem	Factor				Comunalidades
		1	2	3	4	
Síntomas Orales	dolor		0,333			0,118
	sangrado		0,312			0,129
	llagas		0,723			0,536*
	mal aliento		0,849			0,766
	comida pegada al paladar		0,748			0,631*
	comida entre los dientes		0,504			0,292
	dificultad morder o masticar				0,417	0,226
Limitación Funcional	respiración oral			0,306		0,126
	problemas para dormir					0,231
	dificultad pronunciar			0,882		0,799*
	tardado en comer	-	-	-	-	0,081
	comer o tomar frío caliente			0,956		0,868*
	comer comidas habituales			0,403		0,177
	dieta restringida	-	-	-	-	0,105
Bienestar Emocional	Irritable	0,532				0,277
	molesto triste	0,472				0,318
	ansioso o temeroso	0,43				0,254
	perdido clases	0,47				0,296
	distráido en clases	0,537				0,312
	leer en voz alta	0,686				0,436
	hablar con otros niños	0,771				0,538*
	sonreír	0,602				0,375
	saludable como otros	0,6				0,45
	diferente a los otros	0,502				0,228
Bienestar Social	guapa o guapo	0,445				0,344
	tímido o apenado	-	-	-	-	0,124
	burlas o apodos				-0,56	0,423
	apartado				-0,86	0,687*
	desanimado compartir con otros	0,333			-0,37	0,355
	participar en actividades	-	-	-	-	0,163
	pocos amigos	0,633				0,39
	piensan otras personas	0,663				0,42
	preguntas	-	-	-	-	0,03
	<b>Autovalor</b>	6,07	3,35	2,56	1,57	
<b>% De varianza</b>	18,42	10,17	7,78	4,78		
<b>% De varianza acumulada</b>	18,42	28,6	36,38	41,16		

\* Comunalidades &gt;0,5

Tabla 3. Solución 3: AFE con criterio extracción de 4 factores, extracción: Mínimos Cuadrados No Ponderados, rotación: Varimax

Solución 3. Matriz de factor rotado						
Dimensión	Ítem	Factor				Comunalidades
		1	2	3	4	
Síntomas Orales	dolor		0,322			0,118
	sangrado		0,317			0,129
	llagas		0,727			0,538*
	mal aliento		0,85			0,766*
	comida pegada al paladar		0,758			0,631*
	comida entre los dientes		0,501			0,292
	dificultad morder o masticar				0,427	0,226
	respiración oral				0,316	0,126
Limitación Funcional	problemas para dormir		0,414			0,231
	dificultad pronunciar			0,858		0,799*
	tardado en comer	-	-	-	-	0,081
	comer o tomar frío caliente			0,927		0,868*
	comer comidas habituales			0,407		0,177
	dieta restringida	-	-	-	-	0,105
	Irritable	0,524				0,277
	molesto triste	0,522				0,319
Bienestar Emocional	ansioso o temeroso	0,469				0,254
	perdido clases	0,502				0,296
	distraído en clases	0,544				0,312
	leer en voz alta	0,661				0,436
	hablar con otros niños	0,706				0,53*
	sonreír	0,604				0,375
	saludable como otros	0,637				0,45
	diferente a los otros	0,481				0,228
Bienestar Social	guapa o guapo	0,512				0,344
	tímido o apenado	-	-	-	-	0,124
	burlas o apodos				0,546	0,422
	apartado				0,81	0,687*
	desanimado compartir con otros	0,449			0,381	0,355
	participar en actividades	0,331				0,163
	pocos amigos	0,615				0,39
	piensan otras personas	0,642				0,42
preguntas	-	-	-	-	0,036	
	<b>Autovalor</b>	6,075	3,35	2,583	1,579	
	<b>% De varianza</b>	18,41	10,15	7,827	4,785	
	<b>% De varianza acumulada</b>	18,41	28,56	36,39	41,17	

\* Comunalidades >0,5

Tabla 4. Solución 4: AFE con método de extracción: Mínimos Cuadrados No Ponderados y criterio extracción de 4 factores eliminando los ítems con saturaciones <0,4, rotación: Varimax.

Solución 3. Matriz de factor rotado						
Dimensión	Ítem	Factor				Comunalidades
		1	2	3	4	
Síntomas Orales	dolor			Ítem eliminado		
	sangrado			Ítem eliminado		
	llagas		0,788			0,609*
	mal aliento		0,864			0,842*
	comida pegada al paladar		0,778			0,654*
	comida entre los dientes		0,448			0,16
	dificultad morder o masticar				Ítem eliminado	
Limitación Funcional	respiración oral			Ítem eliminado		
	problemas para dormir			Ítem eliminado		
	dificultad pronunciar			0,947		0,161
	tardado en comer			Ítem eliminado		
	comer o tomar frío caliente			0,932		0,907*
	comer comidas habituales			Ítem eliminado		
	dieta restringida			Ítem eliminado		
Bienestar Emocional	Irritable	0,526				0,883*
	molesto triste	0,519				0,282
	ansioso o temeroso	0,468				0,329
	perdido clases	0,498				0,268
	distráido en clases	0,542				0,286
	leer en voz alta	0,665				0,322
	hablar con otros niños	0,696				0,448
	sonreír	0,597				0,533*
	saludable como otros	0,622				0,368
	diferente a los otros	0,488				0,431
Bienestar Social	guapa o guapo	0,499				0,244
	tímido o apenado				0,497	0,344
	burlas o apodos			Ítem eliminado		
	apartado			Ítem eliminado		
	desanimado compartir con otros				0,928	0,366
	participar en actividades	0,423			0,435	0,791*
	pocos amigos	0,598				0,429
piensan otras personas	0,639				0,358	
	preguntas			Ítem eliminado		
	<b>Autovalor</b>	5,794	2,677	2,141	1,416	
	<b>% De varianza</b>	25,19	11,641	9,309	6,158	
	<b>% De varianza acumulada</b>	25,19	36,8	46,139	52,3	

\* Comunalidades >0,5



La proporción de explicación de la varianza se presentó igual a la solución 1 en los primeros cuatro factores. En este modelo de cuatro factores los ítems de las dimensiones SO: dolor, sangrado, llagas. LF: respiración oral, tardado en comer, dieta restringida. BS: tímido, burlas o apodos, apartado, compartir con otros, participar en actividades, preguntas. Presentaron saturaciones menores al punto de corte. Por otra parte, tres ítems de la dimensión BS que cargaron en el cuarto factor mostraron saturaciones negativas.

La solución número tres (Tabla 3) resultó de la extracción con el método de Mínimos Cuadrados No Ponderados (ULS) complementado con rotación Varimax y el criterio de extracción fija de 4 factores, se presentaron menos ítems con saturaciones por debajo de 0,4.

Estas variables fueron en la dimensión SO: dolor, sangrado. LF: Respiración oral, tardado en comer, dieta restringida. BS: Tímido, preguntas. En este modelo no se presentaron problemas de convergencia de la matriz y todos los factores presentaron más de dos saturaciones. Las comunalidades en los modelos de cuatro factores no sufrieron cambios ya que estas no se ven influenciadas por las rotaciones.

Al sustraer los ítems que presentaron cargas  $<0,4$  y comunalidades insatisfactorias, se obtuvo un modelo de 22 variables (Tabla 4). El primer factor obtuvo un autovalor de 5,794 explicando el 25,19% varianza, el factor 2 explica el 11,641% de la varianza con un autovalor de 2,677, mientras que el factor 3 alcanzó una explicación del 9,309% con un valor propio de 2,141 y finalmente el factor 4 explicó el 6,158% de la varianza total. En conjunto este modelo de cuatro factores fue capaz de explicar el 52,3% de la varianza acumulada.

## DISCUSIÓN

De acuerdo con lo expresado por Cardona A & Agudelo G La CV es un concepto multidimensional influenciado por diversos factores como las condiciones socioeconómicas, culturales y la salud<sup>32</sup>. Por lo tanto, los instrumentos para la medición de la calidad de vida deben ser acordes a las condiciones de la población objeto. Por esta razón este estudio adaptó transculturalmente la versión peruana del P-CPQ para cumplir con la validez de apariencia<sup>33</sup>.

En la evaluación de la fiabilidad, los valores globales del Alfa de Cronbach del P-CPQ de la versión 33 ítems en esta investigación indican una buena fiabilidad a pesar de que discrepan ligeramente de lo reportado por autores como Jokovic en la escala original, quien empleó una muestra de 231 padres y obtuvo un Alfa de Cronbach=0,94<sup>14</sup> igualmente con los hallazgos de T.S. Barbosa & M.B.D. Gavião en su estudio de la versión brasileña quienes evidenciaron un alfa de Cronbach=0,92 en una muestra de 210 padres<sup>34</sup>. Sin embargo, estos valores dan cuenta de una fiabilidad satisfactoria y que se asemeja a los expuesto por Albites U et al, quienes informaron un Alfa de Cronbach=0,84 en la versión peruana en 200 padres<sup>18</sup>. y Razanamihaja et al, que evaluó la versión francesa en 124 padres obteniendo un Alfa de Cronbach de 0,85<sup>35</sup>.

En la mayoría de los estudios instrumentales donde se ejecuta el AFE, se ha usado de forma indiscriminada y conveniente el Análisis de Componentes Principales (ACP) como método de estimación de factores. Este supone no tener en cuenta la medida del error, lo que eleva las saturaciones de los ítems y la varianza explicada por los factores, sobreestimando así la dimensionalidad de los modelos<sup>22,23</sup>. En cuanto a los métodos poco usados en el AFE que se ejecutaron en este estudio, se eligió el ULS con base en recomendación de situaciones donde se trabaja con muestras pequeñas y conjuntos grandes de variables con pocos factores a retener en un modelo esperado. También se usó el método de

Ejes Principales en función del incumplimiento del supuesto de normalidad, este método se ajusta más a la recomendación clásica<sup>22</sup>. La recomendación técnica indica que en eventos de salud los factores suelen estar interrelacionados, por lo que forzar la ortogonalidad puede no ajustarse a la realidad<sup>22</sup>.

Si bien, ninguno de los métodos presentó inconvenientes de convergencia y las cargas factoriales las matrices fueron similares, la razón por la cual se optó por otorgar a la ortogonalidad fue acudiendo a la parsimonia de las soluciones exploradas, ya que con ese criterio se observaron matrices con mejor interpretabilidad<sup>22, 23</sup>.

Hubo limitación en poder realizar la comparación de los hallazgos de la validez de contenido ya que no se hallaron reportes de AFE en estudios de validación de esta escala usando los métodos antes mencionados, sin embargo, se consideran estos resultados como satisfactorios basados en los parámetros estadísticos de cada método y prueba empleada en la evaluación de esta propiedad psicométrica.

La limitación principal de este estudio fue que no fue posible realizar la fiabilidad test-retest usada comúnmente para evaluar la estabilidad en el tiempo de la medición de una escala debido a que no se pudo completar el seguimiento a una proporción representativa de la muestra original de participantes.

## CONCLUSIONES

La versión mexicana de 33 ítems del P-CPQ mostró un buen comportamiento psicométrico a la reproducibilidad en todo aspecto. Con relación al AFE se considera que la solución que mejor representa el constructo es la de 4 factores usando los métodos ULS y Varimax. Sin embargo, se sugiere revisar en estudios futuros los ítems que aportaron cargas factoriales pobres en la solución referente, ya que son signos y síntomas importantes en diferentes condiciones orales. Igualmente, evaluar la validez de constructo de esta escala mediante análisis factorial confirmatorio para concebir una versión final del instrumento en su versión mexicana.

**Conflicto de intereses:** Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

**Financiación:** No existen recursos que declarar.

## REFERENCIAS

1. Grupo de evaluación de la calidad de vida de la OMS. (1996) ¿Qué calidad de vida? / Grupo de la OMS sobre la calidad de vida. Foro mundial de la salud 1996; 17 (4): 385-387 [Consultado y citado: 20/05/2020] Disponible en: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/55264>.
2. Patrick D, Erickson P. Health Policy, Quality of Life: Health Care Evaluation and Resource Allocation. Oxford University Press. New York; 1993.
3. Testa MA, Simonson DC. Assessment of quality-of-life outcomes. N Engl J Med. (1996) Mar 28;334(13):835-40. doi: 10.1056/NEJM199603283341306.
4. RM Baiju, Elbe Peter, NO Varghese, Remadevi Sivaram: Oral Health and Quality of Life. Journal of Clinical and Diagnostic Research. (2017) Jun, Vol-11(6): ZE21-ZE26. DOI: 10.7860/JCDR/2017/25866.10110.
5. Velázquez-Olmedo LB et al. Calidad de vida y salud oral en adultos mayores. Rev Med Inst Mex Seguro Soc. (2014); 52(4):448-56. Disponible en: [http://revistamedica.imss.gob.mx/editorial/index.php/revista\\_medica/article/view/653](http://revistamedica.imss.gob.mx/editorial/index.php/revista_medica/article/view/653).
6. Sheiham A. Oral health, general health and quality of life. Bull World Health Organ. (2005) Sep;83(9):644. Epub 2005 Sep 30. PMID: 16211151; PMCID: PMC2626333.
7. Abanto Alvarez, Jenny, Bönecker, Marcelo, Prócida Raggio, Daniela, Impacto de los problemas bucales sobre la calidad de vida de niños. Revista Estomatológica Herediana [Internet]. (2010); 20(1):38-43. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=421539355007>.
8. World Health Organization. Continuous improvement of oral health in the 21st century the approach of the WHO Global Oral Health Programme. Ginebra: World Health Organization; 2003. (Consultado y citado: 22 de mayo de 2020) Disponible en: [http://www.who.int/oral\\_health/media/en/orh\\_report03\\_en.pdf](http://www.who.int/oral_health/media/en/orh_report03_en.pdf).
9. Muñoz Mujica, Paulina & Aguilar-Díaz, Fatima & Hernández, Javier & Beltrán, Harumi & Acosta-Torres, Laura. (2014). Instrumentos validados para medir la salud bucal en niños. Salud i Ciencia. 20. 846-851.
10. Varni JW, Limbers CA, Burwinkle TM. Parent proxy-report of their children's health-related quality of life: an analysis of 13,878 parents' reliability and validity across age subgroups using the PedsQL 4.0 Generic Core Scales. Health Qual Life Outcomes. (2007) Jan 3;5:2. doi: 10.1186/1477-7525-5-2.
11. Weyant RJ, Manz M, Corby P, Rustveld L, Close J. Factors associated with parents' and adolescents' perceptions of oral health and need for dental treatment. Community Dent Oral Epidemiol. (2007) Oct;35(5):321-30. doi: 10.1111/j.1600-0528.2006.00336.x.
12. Thomson WM, Foster Page LA, Malden PE, Gaynor WN, Nordin N. Comparison of the ECOHIS and short-form P-CPQ and FIS scales. Health Qual Life Outcomes. (2014); Mar 11;12:36. doi: 10.1186/1477-7525-12-36.
13. Kumar, Santhosh & Kroon, Jeroen & Laloo, Ratilal & Johnson, Newell. Validity and reliability of short forms of parental-caregiver perception and family impact scale in a Telugu speaking population of India. Health and Quality of Life Outcomes. (2016); 14. 10.1186/s12955-016-0433-7. DOI: 10.1186/s12955-016-0433-7.
14. Jokovic A, Locker D, Tompson B, Guyatt G. Questionnaire for measuring oral health-related quality of life in eight- to ten-year-old children. Pediatr Dent. (2004) Nov-Dec;26(6):512-8.
15. McGrath C, Pang HN, Lo EC, King NM, Hägg U, Samman N. Translation and evaluation of a Chinese version of the Child Oral Health-related Quality of Life measure. Int J Paediatr Dent. (2008) Jul;18(4):267-74. doi: 10.1111/j.1365-263X.2007.00877.x.
16. Thomson WM, Foster Page LA, Gaynor WN, Malden PE. Short-form versions of the Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire and the Family Impact Scale. Community Dent Oral Epidemiol. (2013) Oct;41(5):441-50. doi: 10.1111/cdoe.12036.
17. Antunes LA, Luiz RR, Leão AT, Maia LC. Initial assessment of responsiveness of the P-CPQ (Brazilian Version) to describe the changes in quality of life after treatment for traumatic dental injury. Dent Traumatol. (2012) Aug;28(4):256-62. doi: 10.1111/j.1600-9657.2011.01094.x.
18. Albites U, Abanto J, Bönecker M, Paiva SM, Aguilar- Gálvez D, Castillo JL. Parental-caregiver perceptions of child oral health-related quality of life (P-CPQ): psychometric properties for the Peruvian Spanish language. Med Oral Patol Oral bucal. (2014); 19(3):e220–e224. doi: 10.4317/medoral.19195.
19. Marshman Z, Rodd H, Stem M, Mitchell C, Robinson PG. Evaluation of the Parental Perceptions Questionnaire, a component of the COHQoL, for use in the UK. Community Dent Health. (2007) Dec;24(4):198-204. PMID: 18246836.

20. Wood WT, Firestone AR, Beck FM, et al. Reliability and validity of child perceptions questionnaire and parent perceptions questionnaire for oral health-related quality of life in American children ages 11-14. *Am J Orthod Dentofacial Orthop.* (2006); 129(5):710. <https://doi.org/10.1016/j.ajodo.2005.08.008>.
21. International Test Commission. (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (Second edition). Disponible en: [www.InTestCom.org](http://www.InTestCom.org).
22. Susana Lloret Segura, Adoración Ferreres Traver, Ana Hernández Baeza, Inés Tomás Marco. (2014). *Anales de psicología. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada*, vol. 30, n° 3 (octubre), 1151-1169. DOI: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>.
23. Ferrando, Pere Joan, Anguiano-Carrasco, Cristina, EL ANÁLISIS FACTORIAL COMO TÉCNICA DE INVESTIGACIÓN EN PSICOLOGÍA. *Papeles del Psicólogo [Internet]*. 2010;31(1):18-33. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441003>.
24. Daniela Goursand Et Al. Development of a short form of the Brazilian Parental-Caregiver Perceptions Questionnaire using exploratory and confirmatory factor analysis. *Qual Life Res* (2013) 22:393–402 DOI 10.1007/s11136-012-0145-3.
25. López Gómez, E. El método Delphi en la investigación actual en educación: una revisión teórica y metodológica. *Educación XX1*, (2018); 21(1), 17-40, doi: 10.5944/educXX1.15536.
26. Luján-Tangarife, Cardona-Arias. Construcción y validación de escalas de medición en salud: revisión de propiedades psicométricas. *ARCH MED.* (2015). Vol. 11 No. 3:1 DOI: 10.3823/1251.
27. Campo-Arias, Adalberto, Oviedo, Heidi C., Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna. *Revista de Salud Pública [Internet]*. 2008; 10 (5): 831-839. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=42210515>.
28. Campo-Arias, Adalberto, Herazo, Edwin, Oviedo, Heidi Celina, Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Revista Colombiana de Psiquiatría [Internet]*. 2012; 41 (3): 659-671. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80625021015>.
29. Pérez Edgardo R. Medrano Leonardo. Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *RACC.* (2010) vol. 2, núm. 1, 2010, pp. 58-66. Disponible en: [https://www.redalyc.org/pdf/3334/Resumenes/Resumen\\_333427068006\\_1.pdf](https://www.redalyc.org/pdf/3334/Resumenes/Resumen_333427068006_1.pdf).
30. Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods.* (1999); 4(3), 272–299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>.
31. Ventura-León, José Luis, Caycho-Rodríguez, Tomás, El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud [Internet]*. (2017); 15 (1): 625-627. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77349627039>.
32. Cardona A., Doris, Agudelo G., Héctor Byron, Construcción cultural del concepto calidad de vida. *Revista Facultad Nacional de Salud Pública [Internet]*. 82005); 23 (1): 79-90. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=12023108>.
33. Velarde-Jurado Elizabeth, Avila-Figueroa Carlos. Consideraciones metodológicas para evaluar la calidad de vida. *Salud pública Méx [revista en la Internet]*. (2002) Sep; 44(5): 448-463. Disponible en: [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0036-36342002000500010&lng=es](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0036-36342002000500010&lng=es).
34. T.S. Barbosa and M.B.D. Gavião. Validation of the Parental-Caregiver Perceptions Questionnaire: agreement between parental and child reports. *Journal of Public Health Dentistry* (2012) doi: 10.1111/j.1752-7325.2012.00371.
35. Razanamihaja, N., Boy-Lefèvre, ML., Jordan, L. et al. Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire (P-CPQ): translation and evaluation of psychometric properties of the French version of the questionnaire. *BMC Oral Health* 18, 211 (2018). <https://doi.org/10.1186/s12903-018-0670-8>.