

Forma abreviada del Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire: propiedades psicométricas de la versión mexicana

Short-form of the Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire: psychometric properties of the Mexican version

Camilo Romo Pérez¹, Alma Luz San Martín López²

¹ Universidad del Magdalena, Unidad de Investigación en Medicina Estomatológica, Preventiva y Social, Santa Marta, Colombia.

² Universidad Veracruzana, Facultad de Odontología, Poza Rica, México.

Correspondencia:

Camilo Romo Pérez: camilromoap@unimagdalena.edu.co

Carrera 32 No 22 – 08, Edificio Docente Ricardo Villalobos Rico, Universidad Del Magdalena. Santa Marta D.T.C.H. Colombia.

Código Postal: 470004.

ORCID: 0000-0001-9157-5093

Coautores:

Alma Luz San Martín López: alsanmartin@uv.mx

ORCID: 0000-0002-7731-2737

Roles de contribución:

Conceptualización: CRP, ALSL

Metodología: CRP, ALSL

Análisis formal: CRP

Investigación: CRP, ALSL

Recursos: CRP, ALSL

Curación de datos: CRP, ALSL

Redacción – Borrador original: CRP, ALSL

Redacción – Revisión y edición: CRP, ALSL

Editora:

María Eugenia Guerrero

Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Perú.

Conflicto de intereses: los autores declaran no tener conflictos de interés.

Fuente de financiamiento: Ninguno

Recibido: 01/09/2022

Aceptado: 21/11/2022

Publicado: 03/01/2023

Resumen

Objetivo. Explorar el desempeño psicométrico de la forma abreviada del Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire en padres mexicanos. **Métodos.** Estudio transversal realizado en una muestra de 214 participantes. Se examinó la validez de contenido del P-CPQ-16 y dos escalas alternativas de 14 ítems mediante análisis factorial exploratorio. Se calcularon medidas de bondad de ajuste de tres modelos en el análisis factorial confirmatorio. Se calcularon medidas de confiabilidad (alfa de Cronbach y Omega de McDonald). La consistencia interna y poder discriminante se evaluaron mediante coeficiente de Spearman y porcentajes de éxito. **Resultados.** El P-CPQ-16 con cuatro factores explicó el 57,88% de la varianza. Sin embargo, los ítems “tardado en comer” y “tímido o avergonzado” no resultaron satisfactorios. La escala P-CPQ-14 trifactorial explicó el 50,22% de la varianza con mejor interpretabilidad de la estructura en comparación con P-CPQ-16. La confiabilidad del P-CPQ-16 fue aceptable (alfa=0,70; omega=0,70) así como del P-CPQ-14 trifactorial (alfa= 0,71; omega=0,72). El análisis confirmatorio reveló indicadores de ajustes similares entre los modelos: modelo (16 ítems-4 factores): $X^2=43,765$ (gl 62) $p=[0,961]$, GFI=0,98, CFI=0,98, RMSEA=0,036, TLI=0,96, AIC=508,26, modelo (14 ítems-4 factores): $X^2=24,43$ (gl 41) $[p=0,981]$, GFI =0,99, CFI=0,99, RMSEA=0,029, TLI=0,98, AIC=423,702, modelo (14 ítems-3 factores): $X^2=40,183$ (gl 52) $[p=0,883]$, GFI=0,98, CFI=0,98, RMSEA=0,035, TLI=0,97, AIC=365,38. **Conclusiones.** Las tres versiones del P-CPQ mostraron un desempeño psicométrico aceptable. La versión P-CPQ-14 trifactorial presentó mejor estructura, cargas factoriales altas, buen ajuste del modelo, adecuada parsimonia y plausibilidad teórica. Se debe evaluar psicométricamente esta versión alternativa en una muestra mayor.

Palabras clave: Psicometría; Confiabilidad; Validez; Salud bucal; Salud infantil (fuente: DeCS BIREME).

Abstract

Objective. To explore the psychometric performance of the Parent-Caregiver Perceptions Questionnaire short-form in Mexican parents. **Methods.** Cross-sectional study performed in a sample of 214 participants. The content validity of the P-CPQ-16 and two alternative 14-item scales was examined using exploratory factor analysis. The goodness-of-fit measures of three models were calculated in the confirmatory factor analysis. Reliability measures (Cronbach's alpha and McDonald's omega) were calculated. Internal consistency and discriminant power were evaluated using Spearman's coefficient and success percentages. **Results.** The P-CPQ-16 with four factors explained 57.88% of the variance. However, the items 'slow eating' and 'shy or embarrassed' were not satisfactory. The P-CPQ-14 three-factor scale explained 50.22% of the variance with better interpretability

of the structure compared to the P-CPQ-16. Reliability of P-CPQ-16 was acceptable ($\alpha=0.70$; $\omega=0.70$) as well as the trifactorial P-CPQ-14 ($\alpha=0.71$; $\omega=0.72$). Confirmatory analysis between models revealed similar goodness-of-fit indicators: model (16 items-4 factors): $\chi^2=43.765$ (df 62) $p=[0.961]$, GFI=0.98, CFI=0.98, RMSEA=0.036, TLI=0.96, AIC=508.26, model (14 items-4 factors): $\chi^2=24.43$ (df 41) $[p=0.981]$, GFI=0.99, CFI=0.99, RMSEA=0.029, TLI=0.98, AIC=423.702, model (14 items-3 factors): $\chi^2=40.183$ (df 52) $[p=0.883]$, GFI=0.98, CFI=0.98, RMSEA=0.035, TLI=0.97, AIC=365.38. **Conclusions.** The three versions of the P-CPQ showed an acceptable psychometric performance. The three-factor version P-CPQ-14 presented better structure, high factor loads, good model fit, adequate parsimony, and theoretical plausibility. This alternative version needs to be psychometrically tested on a larger sample.

Keywords: Psychometrics; Reliability; Validity; Oral health; Child health (source: MeSH NLM).

Introducción

Recientemente estudios en niños mexicanos informaron prevalencias de caries dental entre el 32,4%¹ y 79,9%². Esta y otras enfermedades orales pueden tener un efecto negativo en la vida diaria de los niños y la de su familia, comprometiendo aspectos funcionales y psicosociales de su calidad de vida relacionada con la salud bucal (CVRSB)³.

El estudio del impacto que generan las enfermedades orales en la CVRSB de los menores ha tomado particular relevancia recientemente, para ellos se han diseñado escalas que evalúan cuantitativamente este resultado. Las más destacadas son el Child Perception Questionnaire (CPQ)^{4,5} y el Child Oral Health Impact Profile (COHIP)⁶. No obstante, es posible que los niños con edades cercanas a los 6 años tengan dificultad para razonar y recordar eventos del pasado. Por tanto, la visión de los padres y cuidadores tiene mucha importancia para evaluar el efecto de las patologías bucales en los niños, ya que, son ellos los responsables de salvaguardar la integridad de los menores^{7,8}.

Para suplir esa necesidad, se desarrolló en Canadá el Parental-Caregiver Perception Questionnaires (P-CPQ) por Jokovic *et al.*⁹, en 2003. Desde entonces se han desarrollado versiones cortas como la de 16 ítems propuesta por Thomson *et al.*¹⁰ en Nueva Zelanda, que también se ha probado en países como Brasil¹¹, Suecia¹², India¹³, mostrando buenas propiedades psicométricas. Aunque el P-CPQ fue adaptado al español peruano por Albites *et al.*¹⁴, en 2014, esta versión cuenta con 33 preguntas y hasta la fecha no se encontraron reportes de evaluación de propiedades psicométricas de la versión abreviada P-CPQ-16 en español, así como tampoco en poblaciones mexicanas.

Teniendo en cuenta que la medición de la CVRSB puede ser de utilidad en la vigilancia y evaluación de los resultados de intervenciones clínicas, estos indicadores pueden ayudar a desarrollar estrategias de salud pública y ser un valioso recurso en la comunicación odontólogo-paciente para identificar las prioridades de los pacientes con respecto a los tratamientos^{15,16}.

En consecuencia, para desarrollar evaluaciones colectivas de la CVRSB se quieren versiones abreviadas de las escalas, ya que en estas formas se pueden obtener ventajas como su menor carga a los encuestados y al equipo de investigación, menor riesgo de obtener datos incompletos, reducción de

tiempo y costos de impresión¹⁷. Es por eso que, estas versiones cortas de las escalas deben ser adecuadamente adaptados y validados al contexto donde se pretenden usar, ya que pueden presentarse deterioros en las propiedades psicométricas al excluir elementos de las escalas.

Por lo tanto, el objetivo de esta investigación fue explorar el desempeño psicométrico de la versión abreviada del Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire (P-CPQ-16) en padres y cuidadores mexicanos de niños pertenecientes a dos escuelas públicas en Poza Rica, Veracruz, México en mayo de 2020.

Métodos

Se realizó un estudio transversal de validación de escala psicométrica en dos escuelas públicas en Poza Rica, Veracruz, México en mayo de 2020. Se incluyeron padres y cuidadores de niños escolares entre 6 y 14 años. Se excluyeron personas con limitaciones físicas, mentales o cognitivas que impidan la adecuada respuesta del cuestionario.

Se utilizó un muestreo por conveniencia ya que no existe consenso sobre el tamaño de la muestra en estudios instrumentales, por tanto, se invitó a participar a toda la población de estudio, incluyendo a todos los sujetos que cumplieron los criterios de inclusión. Es así que, bajo la recomendación de la Comisión Internacional de Test, que indica usar una muestra no menor de 200 participantes para instrumentos donde se pretende evaluar cuestionarios con riesgos potenciales de error¹⁸, se seleccionó un total de 214 personas respondieron una encuesta en línea que estuvo disponible 3 semanas a partir del 03 de abril del 2020 y que fue distribuida vía correo electrónico y WhatsApp por parte de las directivas de las escuelas.

La Facultad de Odontología de la Universidad Veracruzana sede Poza Rica-Tuxpan evaluó el protocolo de estudio y otorgó el aval para la realización del mismo (código de oficio de aval: Of.UCS/PR-T/O30 Fecha 05/03/20). Para acceder a las preguntas de la encuesta, cada participante debía leer y aceptar los términos del estudio mediante un consentimiento informado de forma electrónica en donde se plasmaba el objetivo de la investigación, el tipo de información a recolectar y los riesgos de la misma y aceptar participar voluntariamente.

En todo momento se mantuvo el respeto por los participantes siguiendo las pautas de la Declaración de Helsinki.

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

La escala de CVRSB Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire (P-CPQ) es un cuestionario conformado por 31 preguntas que integran cuatro dimensiones: Síntomas Orales (SO), Limitación Funcional (LF), Bienestar Emocional (BE) y Bienestar Social (BS). Las preguntas indagan la frecuencia de eventos ocurridos durante los 3 meses anteriores y se responden en una escala tipo Likert, donde nunca=0, casi nunca veces=1, a veces=2, frecuentemente=3, y siempre o casi siempre=4⁹. En este estudio se usó la versión completa validada en Perú¹⁴ para extraer las preguntas que conforman la versión corta de 16 ítems y proceder con la adaptación transcultural¹⁰.

En el proceso de adaptación transcultural se usó una metodología de juicio de expertos para evaluar la validez de apariencia de las preguntas. El panel de expertos estaba conformado por dos odontopediatras y dos odontólogas con doctorado en investigación.

El proceso se definió en tres fases: a) preparación del instrumento y decisión de la vía de consulta, b) ronda de consultas, realimentación, c) consenso y reporte de resultados. Después de las observaciones del panel de expertos se cambiaron palabras impropias de la jerga mexicana como “comida atascada en los dientes” por “comida entre los dientes” y “morder una mazorca o pedazo de carne” por “morder un elote o un bistec”.

Para el análisis estadístico inicialmente se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con el fin de evaluar la validez de contenido, para ello se comprobó la adecuación muestral con el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)¹⁹ y que en el conjunto de ítems era posible detectar factores latentes con la prueba de esfericidad de Bartlett²⁰. Seguidamente, se examinaron las comunalidades, cargas factoriales, autovalores y los porcentajes de varianza explicada. Para la extracción de los factores se usaron los métodos ejes principales y la variante robusta de mínimos cuadrados no ponderados en función del no cumplimiento

de la normalidad multivariable de los ítems y el formato de respuesta tipo Likert. Se utilizaron técnicas de rotación oblicua como Oblimin directo y Promax y ortogonales como Varimax. Después de varios análisis combinando los métodos de extracción y rotación, se optó por emplear la combinación entre mínimos cuadrados no ponderados robustos y Varimax, dado que, con estos métodos se obtuvo una mejor interpretabilidad de las matrices.

Posteriormente, se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para evaluar la validez de constructo, en el cual se calcularon las pruebas de bondad de ajuste chi-cuadrado, chi-cuadrado/grados de libertad, RMSEA, CFI, GFI, TLI y Criterio de Información de Akaike (AIC).

Se probaron varios modelos en función del número de factores (tres y cuatro factores) y excluyendo ítems con pobre desempeño en el análisis AFE. Para estos modelos también se calcularon las pruebas de Bartlett y KMO, comunalidades, cargas factoriales, valor propio y porcentajes de la varianza explicada.

La confiabilidad se evaluó calculando los coeficientes alfa de Cronbach (α)²¹ y omega de McDonald (ω)²², aceptando valores satisfactorios >0,7. Esta propiedad se evaluó para la escala total y para las subescalas.

La consistencia interna y el poder discriminante se evaluaron con el coeficiente de correlación de Spearman considerando valores adecuados >0,4 y <0,3 respectivamente²³, igualmente se calcularon los porcentajes de éxito a través del cociente entre el número de ítem que alcanzaron el punto de corte y el número total de ítems de cada dimensión.

Los análisis fueron realizados en Jamovi 2.3. 12.0²⁴ y FACTOR 12.01.02^{25,26}.

Resultados

La edad promedio de los niños fue 8,4±1,6 y la mayoría de informes procedían de padres y cuidadores de niñas (56,54%). En cuanto a la educación, el 52,34% de los padres y cuidadores tenían educación secundaria y el 11,68% contaban con formación educativa superior. Por otra parte, los participantes fueron principalmente de bajo nivel socioeconómico (45,76%) (Tabla 1).

Tabla 1. Características de la muestra

	Media (DE)	Frecuencia (%)
Edad	8,4 (1,6)	
Sexo		
Femenino		121 (56,54)
Masculino		93 (43,46)
Nivel Socioeconómico		
Alto		45 (21,03)
Medio		71 (33,18)
Bajo		98 (45,79)
Grado de escolaridad		
Primaria		77 (35,98)
Secundaria		112 (52,34)
Universitaria		25 (11,68)

DE: Desviación estándar

En el AFE Se observó que los 16 ítems del P-CPQ agruparon cinco factores de acuerdo al criterio de autovalores >1. Sin embargo, esta solución se consideró inadecuada, dado que no se adapta al modelo teórico de CVRSB sobre el cual está diseñada la escala. Por lo tanto, se optó por forzar la extracción a cuatro factores obteniendo una prueba X2 de Bartlett=802,30; gl=120 (p <0,001) y KMO=0,704. En la matriz de cuatro factores las comunalidades oscilaron entre 0,055 y 0,894, mientras que las cargas factoriales se observaron entre 0,359 y 0,815. No obstante, los ítems “tardado más en comer” y “estado tímido o avergonzado”, tuvieron cargas menores de 0,3. Los cuatro autovalores lograron explicar el 52,26% de la varianza (Tabla 2).

Al excluir los ítems con carga insatisfactoria y examinar la matriz del P-CPQ-14, la prueba de Bartlett fue =744,36; gl=91 (p <0,001) y KMO=0,710. Las comunalidades se observaron entre 0,247 y 0,854, y las cargas factoriales entre 0,411 y 0,809. En esta solución 2 se logró una mejor explicación de la varianza, alcanzando el 57,88% mediante los cuatro autovalores (Tabla 2).

En las soluciones de cuatro factores se observó que los ítems de las dimensiones BE y BS se agrupaban con cargas factoriales homogéneas en torno al factor 1. Este hallazgo fue corroborado por los estimadores de correlación y covarianzas, los cuales fueron mayores entre los factores 3 (BE) y 4 (BE), indicando una fuerte relación y alta variación de forma conjunta entre estos (Tabla 3).

Tabla 2. Matrices de factores: Solución 1 escala 16 ítems con criterio de extracción 4 factores con método de mínimos cuadrados no ponderados robustos y rotación Varimax. Solución 2 escala 14 ítems con criterio de extracción 4 factores con método de mínimos cuadrados no ponderados robustos y rotación Varimax

	Solución 1					Solución 2				
	Factor					Factor				
	1	2	3	4	Com	1	2	3	4	Com
SO dolor			0,478		0,245			0,478		0,247
SO mal aliento		0,815	0,425		0,894		0,809	0,411		0,854
SO comida pegada al paladar		0,754			0,618		0,759			0,639
SO comida entre los dientes			0,529		0,322			0,513		0,334
LF dificultad morder o masticar				0,541	0,303				0,598	0,396
LF tardado en comer	-	-	-	-	0,055					
LF problemas para dormir			0,592		0,366			0,576		0,377
LF respiración oral			0,356	0,391	0,324				0,48	0,32
BE molesto	0,624				0,405	0,605				0,381
BE irritable frustrado	0,586				0,421	0,594				0,401
BE ansioso temeroso	0,605				0,458	0,616				0,394
BE tímido o avergonzado	-	-	-	-	0,799					
BS faltado a clases	0,490				0,389	0,499				0,35
BS distraído en clases	0,542				0,325	0,546				0,33
BS evitar hablar con otros niños	0,744				0,678	0,740				0,648
BS evitado sonreír	0,534				0,309	0,525				0,281
Autovalor	3,25	2,61	1,35	1,15		3,16	2,60	1,27	1,07	
% de varianza explicada	20,33	16,29	8,46	7,18		22,59	18,57	9,06	7,66	
Varianza acumulada	20,33	36,62	45,08	52,26		22,59	41,16	50,22	57,88	

Com: Comunalidades. SO: Síntomas orales. LF: Limitación funcional. BE: Bienestar emocional. BS: Bienestar social

Tabla 3. Análisis de correlación y covarianza de los factores

	Correlaciones		Covarianzas	
	Estimador	Estimador estandarizado	Estimador estandarizado	Error estándar
Factor 1			1	
	Factor 2	0,273	0,347	0,104
	Factor 3	0,164	0,198	0,081
	Factor 4	0,132	0,163	0,086
Factor 2			1	
	Factor 3	-0,095	-0,15	0,112
	Factor 4	-0,03	-0,064	0,113
Factor 3			1	
	Factor 4	0,943	0,95	0,061

Por consiguiente, se optó por probar una matriz con extracción de tres factores con la hipótesis de que los ítems de BE y BS se agrupan en un solo factor común. En esta solución las comunalidades variaron entre 0,18 y 0,84. Por su parte, las cargas factoriales se ubicaron entre 0,346 y 0,832. A pesar, de que el porcentaje de la varianza explicada fue menor con esta solución (50,22%), se considera más parsimoniosa, pues logra explicar casi la misma cantidad de varianza que las soluciones de cuatro factores con menos elementos en su matriz (Tabla 4).

El AFC se ejecutó en tres modelos propuestos, el primer modelo que sigue la estructura de cuatro factores del P-CPQ original con 16 ítems, el segundo modelo con

14 ítems (extrayendo los ítems “tardado más en comer” y “estado tímido o avergonzado”) presuntamente agrupados en los cuatro factores del P-CPQ original y por último, el tercer modelo con una estructura alternativa de 14 ítems que se agrupan en tres factores.

El modelo 1, reveló una calidad de ajuste satisfactoria para el total de la muestra. Aunque, el modelo 2 presentó índices de ajuste ligeramente superiores. En cuanto al modelo 3, sus indicadores son adecuados, casi al mismo nivel que el modelo 1 (Tabla 5). Con respecto a la extracción de ítems y la reducción de factores, se observa que estas modificaciones no implican un deterioro o mejora sustancial del ajuste.

Tabla 4. Solución 3 escala 14 ítems con criterio de extracción 3 factores con método de mínimos cuadrados no ponderados robustos y rotación Varimax

	Solución 3			
	Factor			
	1	2	3	Com
SO dolor			0,439	0,212
SO mal aliento		0,832	0,346	0,843
SO comida pegada al paladar		0,778		0,654
SO comida entre los dientes			0,512	0,320
LF dificultad morder o masticar			0,422	0,183
LF problemas para dormir			0,563	0,343
LF respiración oral			0,511	0,264
BE molesto	0,612			0,390
BE irritable frustrado	0,593			0,363
BE ansioso temeroso	0,620			0,397
BS falta a clases	0,487			0,251
BS distraído en clases	0,550			0,332
BS evitar hablar con otros niños	0,708			0,537
BS evita sonreír	0,528			0,284
Autovalor	3,16	2,60	1,27	
% de varianza explicada	22,59	18,57	9,06	
Varianza acumulada	22,59	41,16	50,22	

Com: Comunalidades. SO: Síntomas orales. LF: Limitación funcional. BE: Bienestar emocional. BS: Bienestar social

Tabla 5. Indicadores de bondad de ajuste del análisis factorial confirmatorio para las escalas P-CPQ-16, P-CPQ-14 de cuatro factores y P-CPQ-14 trifactorial

Indicador	Modelo 1 (16 ítems-4 factores)	Modelo 2 (14 ítems-4 factores)	Modelo 3 (14 ítems-3 factores)
X ² (gl) [p valor]	43,765 (62) [0,961]	24,43 (41) [0,981]	40,183 (52) [0,883]
X ² /gl	0,70	0,59	0,77
GFI	0,98	0,99	0,98
CFI	0,98	0,99	0,98
RMSEA (IC 90%) [p valor]	0,036 (0,02-0,06) [0,993]	0,029 (0,02-0,05) [0,943]	0,035 (0,01-0,06) [0,979]
TLI	0,96	0,98	0,97
AIC (IC 95%)	508,26 (491,60-543,28)	423,702 (413,00-444,23)	365,38 (344,10-388,14)

gl: Grados de libertad, GFI: goodness of fit index, CFI: comparative fit index, RMSEA: root mean square error of approximation, TLI: Tucker Lewis Index, AIC: Akaike Information Criterion

En consecuencia, basado en el principio de parsimonia se considera que el modelo 3 es una mejor alternativa para representar la estructura subyacente del P-CPQ, puesto que, con una estructura más sencilla logra tener un desempeño equiparable al de la escala original, esto teniendo en cuenta los porcentajes de explicación de la varianza identificados en el AFE y la magnitud del AIC en el AFC.

En relación a las propiedades de reproducibilidad, la confiabilidad del P-CPQ fue aceptable, considerando la escala completa en su forma original ($\alpha=0,70$; $\omega=0,70$). Sin embargo, las dimensiones LF ($\alpha=0,41$; $\omega=0,51$), BE ($\alpha=0,61$; $\omega=0,63$) y BS ($\alpha=0,65$; $\omega=0,66$) mostraron una baja confiabilidad (Tabla 6).

En los tres modelos los porcentajes de éxito en la consistencia interna estuvieron entre 66% y 100%, reflejando buen comportamiento de esta propiedad (Tabla 6).

En el modelo 2 se observa una leve mejora en la confiabilidad de LF ($\alpha=0,51$; $\omega=0,54$) y BE ($\alpha=0,66$; $\omega=0,67$), aunque siguen siendo indicadores inadecuados. Igualmente, los porcentajes de éxito del poder discriminante decrecen con la extracción de los dos ítems de esta versión del P-CPQ (Tabla 6).

Por su parte, la confiabilidad total en el modelo 3 aumenta ligeramente, lo mismo ocurre con el poder discriminante al combinar BE y BS en una sola dimensión denominada “Bienestar socioemocional”, cuyo valor porcentual alcanza el 100%. Este resultado soporta aún más la opción de considerar la versión de tres dimensiones con 14 ítems como el referente (Tabla 6).

Discusión

De acuerdo con Beaton *et al.*²⁷, cuando se pretenda aplicar una escala en países con contexto cultural, lengua o idioma diferente, será imperativo realizar la traducción y adaptación del mismo. Por tal motivo, para este estudio se buscó aumentar la comprensión de la pregunta realizando cambios a nivel lingüísticos que consistieron en el reemplazo de palabras no propias del lenguaje mexicano por términos coloquiales.

Este es el primer informe que evalúa la versión corta de 16 ítems del P-CPQ en padres y cuidadores mexicanos presentando un modelo alternativo de trifactorial con 14 ítems, el cual mostrando indicadores de calidad de ajuste adecuados y mejor poder discriminante en contraste con el modelo de original de 16 ítems y cuatro factores. Este hallazgo está en línea con el informe de Goursand *et al.*¹¹ en 2013 cuyo estudio se hizo en una muestra de 502 padres brasileños, evaluando la versión original del P-CPQ y derivando una versión alternativa de 14 ítems que agrupan tres factores. Esta versión reducida mostró índices de bondad de ajuste aceptables, dando cuenta de mejor desempeño ($\chi^2/gf=2,48$; $GFI=0,89$; $CFI=0,88$; $TLI=0,85$ y $SRMR=0,07$) que el modelo original ($\chi^2/gf=3,15$; $GFI=0,70$; $CFI=0,67$; $TLI=0,64$ y $SRMR=0,09$) y que otro modelo alternativo de cuatro factores con 13 ítems ($\chi^2/gf=2,438$; $GFI=0,90$; $CFI=0,90$; $TLI=0,87$ y $SRMR=0,07$).

Por otra parte, los indicadores de bondad de ajuste del modelo alternativo de 14 ítems trifactorial presentado en nuestro estudio, son superiores a los resultados de otros autores en estudios de evaluación psicométrica de la versión completa del P-CPQ, como el estudio de Razanamihaja *et al.*⁸, que eva-

Tabla 6. Confiabilidad, Consistencia interna y poder discriminante de las escalas P-CPQ-16, P-CPQ-14 de cuatro factores y P-CPQ-14 trifactorial

Modelo	Dimensión	Número de ítems por dimensión	Confiabilidad		Consistencia interna		Poder discriminante	
			α	ω	Ítems-dimensión	Ítems-dimensión	Rango Rho	% Éxito
Modelo 1 (16 ítems-4 factores)	Síntomas Orales	4	0,69	0,73	0,5-0,7	100,0%	-0,01-0,13	100,0%
	Limitación Funcional	4	0,41	0,51	0,1-0,8	75,0%	-0,01-0,31	91,6%
	Bienestar Emocional	4	0,61	0,63	0,4-0,7	75,0%	-0,002-0,34	83,3%
	Bienestar Social	4	0,65	0,66	0,6-0,7	100,0%	0,01-0,35	75,0%
	Total	16	0,70	0,70				
Modelo 2 (14 ítems-4 factores)	Síntomas Orales	4	0,69	0,73	0,5-0,7	100,00%	-0,01-0,13	100,00%
	Limitación Funcional	3	0,51	0,54	0,1-0,8	66,66%	-0,06-0,31	88,80%
	Bienestar Emocional	3	0,66	0,67	0,5-0,7	100,00%	-0,08-0,40	66,66%
	Bienestar Social	4	0,65	0,66	0,6-0,7	100,00%	0,01-0,35	75,00%
Modelo 3 (14 ítems-3 factores)	Total	14	0,70	0,71				
	Síntomas Orales	4	0,69	0,73	0,5-0,7	100,00%	-0,01-0,13	100,00%
	Limitación Funcional	3	0,51	0,54	0,1-0,8	66,60%	-0,01-0,31	91,60%
	Bienestar socioemocional	7	0,77	0,79	0,4-0,6	100,00%	-0,01-0,22	100,00%
	Total	14	0,71	0,72				

SO: Síntomas orales. LF: Limitación funcional. BE: Bienestar emocional. BS: Bienestar social AIC: Akaike Information Criterion

luó la versión francesa del P-CPQ en una muestra de 142 padres y cuidadores, obteniendo que el modelo relacionado de cuatro factores tiene índices de ajuste inadecuados para esa muestra participantes ($\chi^2/\text{gl}=1,69$; TLI=0,837; CFI= 0,879; RMSEA=0,073). En esa misma línea, el estudio de Mergen Gultekin *et al.*²⁸, que evaluó recientemente las propiedades psicométricas de la versión del P-CPQ en su forma original de 31 ítems en la población turca, los índices de bondad de ajuste fueron aceptables ($\chi^2/\text{gl}=1,190$; RMR=0,057; GFI =0,947; AGFI=0,938; RFI= 0,89; PNFI=0,830).

En el presente estudio, se identificaron correlaciones entre 0,3-0,4 entre los ítems de BE y la puntuación total de BS, sugiriendo poco poder discriminante, este hallazgo concuerda con el estudio de Goursand *et al.*¹¹, en el que se observaron correlaciones entre BE y LF con valores de 0,5 a 0,7; adecuadas para considerar este grupo de ítems como indicadores de un mismo atributo al evaluar el modelo de cuatro factores. En el estudio de Mergen Gultekin *et al.*²⁸, de la versión turca del P-CPQ, el análisis de las correlaciones entre los factores indicó una correlación positiva entre las puntuaciones de BE y BS, con un coeficiente de Spearman= 0,7 ($p<0,05$). Esto respalda aún más la decisión de considerar estas dos subescalas como reflejo de una misma dimensión de la CVRSB en esta escala.

Los valores de alfa de Cronbach (0,70) y omega de McDonald (0,70) indican un comportamiento de confiabilidad aceptable de la forma corta del P-CPQ-16 en su versión mexicana. Estos hallazgos están relacionados con estudios previos como el de Dimberg *et al.*¹², quienes probaron la versión sueca del P-CPQ-16 y lo reportado por Keränen *et al.*²⁹, en población de padres finlandeses, cuyos valores de alfa fueron 0,77 y 0,64 respectivamente. A su vez, que difirieron moderadamente con los valores de alfa reportados por Thomson *et al.*¹⁰, en dos ciudades de Nueva Zelanda (0,89) y posteriormente en una muestra de Wellington (Nueva Zelanda) (0,88)³⁰, Goursand *et al.*¹¹, en Brasil (0,82) y Kumar *et al.*¹³ en India (0,84).

No fue sorprendente que la confiabilidad de casi todas las dimensiones por separado fue insatisfactoria, puesto que hallazgos similares se habían reportado previamente por Keränen *et al.*²⁷, Goursand *et al.*¹¹ y Kumar *et al.*¹³, exponiendo que solo la dimensión BE obtuvo valores de alfa de Cronbach $>0,7$.

En relación a las dimensiones de la escala P-CPQ, en el informe original se menciona que estas cuatro subescalas fueron construidas con base en la identificación de los dominios de salud: síntomas, limitaciones funcionales, bienestar emocional y bienestar social; producto de una revisión de escalas genéricas y específicas para la medición de Calidad de Vida Relacionada con la Salud (CVRS) en niños⁹. No obstante, es poco clara la definición del modelo teórico a priori que se intentó reflejar en la escala P-CPQ.

Por otra parte, esta versión alternativa trifactorial, tiene un respaldo teórico en unificar las dimensiones BE y BS en una solo atributo (Bienestar Psicosocial) en lo expuesto por MT Jonh *et al.*³¹ en 2022, acerca de la estructura factorial y el modelo teórico del Oral Health Impact Profile (OHIP), una de las medidas de CVRSB más usadas. Cuyo desarrollo procede de la Clasificación Internacional de Deficiencias, Discapacidades y Minusvalías de la OMS de 1980. Esta escala se compone de 49 ítems asignados a siete dimensiones, de acuerdo con el modelo de salud bucal de Locker³². No obstante, diversos resultados han mostrado que esta estructura de siete dimensiones no se ajusta a los datos empíricos³³⁻³⁵. En contraste, un modelo cuatro dimensiones que incluye Función oral, Dolor orofacial, Apariencia orofacial e Impacto psicosocial, presentó mejor desempeño en diversas poblaciones, tanto en estudios exploratorios³⁶ como confirmatorios³⁷.

Una limitaciones de este estudio es que no se pudo evaluar la fiabilidad test-retest de la escala para determinar la estabilidad temporal de la escala, así como tampoco se realizó la prueba de la versión alternativa del P-PCQ-14 de tres dimensiones en una muestra diferente, por consiguiente queda abierta la posibilidad de seguir explorando el desempeño de esta versión de la escala en futuros estudios. Otra limitación fue que no se pudo evaluar la validez discriminante de la escala, puesto que, no se pudo realizar exámenes bucales a los niños por la emergencia sanitaria de COVID-19. Igualmente el tamaño de muestra fue relativamente pequeño para el análisis de factores, por lo que deben realizarse investigaciones en tamaños de muestra mayores para garantizar la confiabilidad de las estimaciones de los análisis.

En conclusión, la versión mexicana del P-CPQ-16 tuvo un desempeño psicométrico aceptable para evaluar la CVRSB en niños y adolescentes desde la visión de los padres con desempeño insatisfactorio de los ítems “tardado más en comer” y “tímido o avergonzado”. Además, los bajos porcentajes de éxito del poder discriminante y la alta correlación y covarianza entre las dimensiones BE y BS, sugieren la representación de una sola dimensión.

En cuanto a la validez de constructo, el modelo trifactorial con 14 ítems presentó una estructura más clara, cargas consistentemente altas, buena calidad de ajuste del modelo, adecuada parsimonia y plausibilidad teórica.

Referencias bibliográficas

1. Serrano-Piña R, Aguilar-Ayala FJ, Scougall-Vilchis RJ, Trujillo-Güiza ML, Mendieta-Zerón H. Prevalence of Obesity in Elementary School Children and its Association with Dental Caries. *Oral Health Prev Dent.* 2020;18(1):35-42. DOI: 10.3290/j.ohpd.a43366.
2. García Pérez A, Barrera Ortega CC, González-Aragón Pineda ÁE, Villanueva Gutiérrez T, Pérez Pérez NG, Calderon Uriostegui D. An inverse relationship between obesity and dental caries in Mexican schoolchildren: a cross-sectional study. *Public Health.* 2020 Mar;180:163-167. DOI: 10.1016/j.puhe.2019.10.028.

3. Kramer PF, Feldens CA, Ferreira SH, Bervian J, Rodrigues PH, Peres MA. Exploring the impact of oral diseases and disorders on quality of life of preschool children. *Community Dent Oral Epidemiol*. 2013 Aug;41(4):327-35. DOI: 10.1111/cdoe.12035.
4. Jokovic A, Locker D, Stephens M, Kenny D, Tompson B, Guyatt G. Validity and reliability of a questionnaire for measuring child oral-health-related quality of life. *J Dent Res*. 2002 Jul;81(7):459-63. DOI: 10.1177/154405910208100705.
5. 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.
6. Broder HL, Wilson-Genderson M, Sischo L. Reliability and validity testing for the Child Oral Health Impact Profile-Reduced (COHIP-SF 19). *J Public Health Dent*. 2012 Fall;72(4):302-12. DOI: 10.1111/j.1752-7325.2012.00338.x.
7. Pahel BT, Rozier RG, Slade GD. Parental perceptions of children's oral health: the Early Childhood Oral Health Impact Scale (ECOHIS). *Health Qual Life Outcomes*. 2007 Jan 30;5:6. DOI: 10.1186/1477-7525-5-6.
8. Razanamihaja N, Boy-Lefèvre ML, Jordan L, Tapiro L, Berdal A, de la Dure-Molla M, Azogui-Levy S. Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire (P-CPQ): translation and evaluation of psychometric properties of the French version of the questionnaire. *BMC Oral Health*. 2018 Dec 11;18(1):211. DOI: 10.1186/s12903-018-0670-8.
9. Jokovic A, Locker D, Stephens M, Kenny D, Tompson B, Guyatt G. Measuring parental perceptions of child oral health-related quality of life. *J Public Health Dent*. 2003 Spring;63(2):67-72. DOI: 10.1111/j.1752-7325.2003.tb03477.x.
10. 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.
11. Goursand D, Ferreira MC, Pordeus IA, Mingoti SA, Veiga RT, Paiva SM. Development of a short form of the Brazilian Parental-Caregiver Perceptions Questionnaire using exploratory and confirmatory factor analysis. *Qual Life Res*. 2013 Mar;22(2):393-402. DOI: 10.1007/s11136-012-0145-3.
12. Dimberg L, Lennartsson B, Bondemark L, Arnrup K. Validity and reliability of the Swedish versions of the short-form Child Perceptions Questionnaire 11-14 and Parental Perceptions Questionnaire. *Acta Odontol Scand*. 2019 Nov;77(8):630-635. DOI: 10.1080/00016357.2019.1634282.
13. Kumar S, Kroon J, Lalloo R, Johnson NW. Validity and reliability of short forms of parental-caregiver perception and family impact scale in a Telugu speaking population of India. *Health Qual Life Outcomes*. 2016 Mar 1;14:34. DOI: 10.1186/s12955-016-0433-7.
14. 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 Cir Bucal*. 2014 May 1;19(3):e220-4. DOI: 10.4317/medoral.19195.
15. Baker SR, Pankhurst CL, Robinson PG. Testing relationships between clinical and non-clinical variables in xerostomia: a structural equation model of oral health-related quality of life. *Qual Life Res*. 2007 Mar;16(2):297-308. DOI: 10.1007/s11136-006-9108-x.
16. Tsakos G, Allen PF, Steele JG, Locker D. Interpreting oral health-related quality of life data. *Community Dent Oral Epidemiol*. 2012 Jun;40(3):193-200. DOI: 10.1111/j.1600-0528.2011.00651.x.
17. Ju X, Ribeiro Santiago PH, Do L, Jamieson L. Validation of a 4-item child perception questionnaire in Australian children. *PLoS One*. 2020 Sep 22;15(9):e0239449. DOI: 10.1371/journal.pone.0239449.
18. International Test Commission. The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests (Second edition) (2017). [Consultado 22 Nov 2022]. Disponible en: <https://www.intestcom.org/page/14>
19. Kaiser HF. An index of factorial simplicity. *Psychometrika*. 1974;39:31-36. DOI: 10.1007/BF02291575
20. Bartlett MS. Tests of significance in factor analysis. *Br J Stat Psychol*. 1950;3:77-85. DOI: 10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x
21. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. 1951;16:297-334. DOI: 10.1007/BF02310555
22. McDonald RP. The theoretical foundations of principal factor analysis, canonical factor analysis, and alpha factor analysis. *Br J Math Stat Psychol*. 1970;23:1-21. DOI: 10.1111/j.2044-8317.1970.tb00432.x
23. Luján-Tangarife JA, Cardona-Arias JA. Construcción y validación de escalas de medición en salud: revisión de propiedades psicométricas. *ARCH MED*. 2015;11(3):1. DOI: 10.3823/1251.
24. Şahin M, Aybek, E. Jamovi: An Easy to Use Statistical Software for the Social Scientists. *Int J Asst Tools in Educ*. 2019;6(4):670-692. DOI: 10.21449/ijate.661803
25. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behav Res Methods*. 2006;38(1):88-91. DOI: 10.3758/BF03192753.
26. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semi-confirmatory Factor Analysis and IRT Models. *Applied Psychological Measurement*. 2013;37(6):497-498. DOI:10.1177/0146621613487794.
27. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine (Phila Pa 1976)*. 2000 Dec 15;25(24):3186-91. DOI: 10.1097/00007632-200012150-00014.
28. Mergen Gultekin I, Ozsin Ozler C, Serdar Eymirli P, Unal F, Atac AS. Cross-cultural adaptation of Turkish version of Parental-Caregiver Perceptions Questionnaire (P-CPQ). *Int J Dent Hyg*. 2022 Aug;20(3):519-526. DOI: 10.1111/idh.12558.

29. Keränen A, Karki S, Anttonen V, Laitala ML. Validating a short form of the Parental-Caregivers Perceptions Questionnaire (P-CPQ) and the Family Impact Scale (FIS) in Finnish language. *Eur Arch Paediatr Dent*. 2021 Aug;22(4):561-566. DOI: 10.1007/s40368-020-00590-2.
30. 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.
31. John MT, Omara M, Su N, List T, Sekulic S, Häggman-Henrikson B, et al. Recommendations for use and scoring of oral health impact profile versions. *J Evid Based Dent Pract*. 2022 Mar;22(1):101619. DOI: 10.1016/j.jebdp.2021.101619.
32. Locker D. Measuring oral health: a conceptual framework. *Community Dent Health*. 1988 Mar;5(1):3-18.
33. Montero J, Bravo M, Vicente MP, Galindo MP, López JF, Albaladejo A. Dimensional structure of the oral health-related quality of life in healthy Spanish workers. *Health Qual Life Outcomes*. 2010 Feb 21;8:24. DOI: 10.1186/1477-7525-8-24.
34. Baker SR, Gibson B, Locker D. Is the oral health impact profile measuring up? Investigating the scale's construct validity using structural equation modelling. *Community Dent Oral Epidemiol*. 2008;36:532-541. DOI: 10.1111/j.1600-0528.2008.00440.x
35. Segù M, Collesano V, Lobbia S, Rezzani C. Cross-cultural validation of a short form of the Oral Health Impact Profile for temporomandibular disorders. *Community Dent Oral Epidemiol*. 2005;33:125-130. DOI: 10.1111/j.1600-0528.2005.00215.x
36. John MT, Reissmann DR, Feuerstahler L, Waller N, Baba K, Larsson P, et al. Exploratory factor analysis of the Oral Health Impact Profile. *J Oral Rehabil*. 2014 Sep;41(9):635-43. DOI: 10.1111/joor.12192
37. John MT, Feuerstahler L, Waller N, Baba K, Larsson P, Celebić A, et al. Confirmatory factor analysis of the Oral Health Impact Profile. *J Oral Rehabil*. 2014 Sep;41(9):644-52. DOI: 10.1111/joor.12191.