



Revista Española de Salud Pública

ISSN: 1135-5727

resp@msssi.es

Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales
e Igualdad
España

Núñez Franz, Loreto; Rey Clericus, Ricardo; Bravo-Cavicholi, Daniel; Jiménez del Río, Patricia; Fernández Gonzalez, Constanza; Mejía Delgado, Gloria
ADAPTACION Y VALIDACION AL ESPAÑOL DEL CUESTIONARIO DE PERCEPCION
INFANTIL CPQ-Esp11-14 EN POBLACIÓN COMUNITARIA CHILENA
Revista Española de Salud Pública, vol. 89, núm. 6, noviembre-diciembre, 2015, pp. 585-
595
Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=17043133006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ORIGINAL**ADAPTACION Y VALIDACION AL ESPAÑOL DEL CUESTIONARIO DE PERCEPCION INFANTIL CPQ-Esp₁₁₋₁₄ EN POBLACION COMUNITARIA CHILENA**

Loreto Núñez Franz (1), Ricardo Rey Clericus (2), Daniel Bravo- Cavicchioli (3), Patricia Jiménez del Río (4), Constanza Fernández Gonzalez (1) y Gloria Mejía Delgado (5).

(1) Departamento de Salud Pública. Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Talca, Talca, Chile

(2) Instituto CREAR-Concepción. Universidad San Sebastián. Chile.

(3) Departamento de Rehabilitación Bucomaxilofacial. Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Talca. Talca. Chile.

(4) Departamento de Estomatología Pediátrica. Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad de Talca. Talca. Chile.

(5) Centro Australiano de Investigación en Salud oral Poblacional (ARPOCH). Universidad de Adelaida. Australia.

RESUMEN

Fundamentos. Con el fin de medir de forma válida la calidad de vida relacionada con la salud oral en escolares, el objetivo de este trabajo fue adaptar y validar el CPQ₁₁₋₁₄ al español y confirmar los cuatro dominios de CPQ-Esp₁₁₋₁₄ en su versión completa y abreviada de 16 y 8 ítems.

Métodos. El instrumento fue traducido y adaptado al español, posteriormente fue administrado a 288 jóvenes de 12 años que asisten a escuelas públicas. Se realizó un examen bucodental para medir historia de caries con el índice CAOD. Se evaluó la estructura conceptual de las escalas con el análisis factorial y se evaluó la consistencia interna con Alpha de Crombach, estabilidad temporal test-retest con Coeficiente de correlación intraclass y la validez concurrente con la correlación del puntaje del CPQ-Esp₁₁₋₁₄ con la historia de caries.

Resultados: Las cinco medidas usadas para confirmar la estructura de los factores de la versión de 37 ítems mostraron valores fuera del rango de ajuste del modelo. La versión de 16 y 8 ítems presentó los indicadores dentro de valores que indican ajuste del modelo. La consistencia interna de la escala completa y versiones de 16 y 8 ítems medida con Alpha de Crombach fue mayor a 0,6. Todas las versiones tuvieron coeficiente de correlación intraclass superior a 0,81, excepto en subescala limitaciones funcionales de la versión a de 16 ítems. La correlación Rho de Spearman fue significativa entre CAOD y puntaje del cuestionario, excepto para síntomas orales de la versión total y la versión a y b de la escala de 16 ítems.

Conclusiones: la estructura hipotética de los factores fue confirmada por el AFC para las versiones de 16 y 8 ítems. La información que contiene los ítems de las versiones abreviadas permite medir la calidad de vida relativa a la salud en niños chilenos.

Palabras claves: Salud bucal. Calidad de vida. Estudios de validación. Cuestionarios.

Correspondencia

Loreto Núñez Franz
Avenida Lircay s/n Talca
Departamento de Salud Pública
Facultad de Ciencias de La Salud
Universidad de Talca
Talca, Chile
lnunezf@utalca.cl

ABSTRACT**Adaptation and Validation of the Spanish Version of Child Perception Questionnaire CPQ-Spn₁₁₋₁₄ in a Chilean Community Population**

Background: In order to validly measure the oral health related quality of life in school age children it is necessary to adapt and validate the CPQ 11-14 for Spanish language. To confirm the four domains of CPQ-Esp 11-14 for the full and abbreviated version of 16 and 8 items.

Methods: The instrument was translated into Spanish and culturally adapted. It was administered to 288 12 year-old children attending public schools. Dental caries experience was measure with the DMFT index. The conceptual structure of the scales was assessed by the AFC. It was also evaluated: internal consistency with Cronbach 's alpha, test- retest temporal stability with intraclass correlation coefficient, and concurrent validity with correlation of score CPQ-Esp 11-14 with caries experience.

Results: The five measures used to confirm the structure of the factors on the version of 37 items showed values outside the range of the model fit. Version 16 and 8 items obtained indicators within values indicating the model fit. The internal consistency of full scale and versions 16 and 8 items were measured with Cronbach Alpha wich was higher than 0.6. All versions had intraclass correlation coefficient above 0.81, except for functional limitations of the subscale version a of 16 items. The Rho Spearman correlation was significant between CAOD and the score the questionnaire, except for oral symptoms and full version b version of 16 items.

Conclusions: The hypothetical factor structure was confirmed by the CFA for 16 and 8 items versions. The information contained in abbreviated items allows measuring oral health related quality of life in Chilean children.

Keywords: Oral health. quality of life. Validation studies. Questionaires.

INTRODUCCIÓN

El impacto de las enfermedades bucodentales en la vida de las personas se ha convertido en un tópico importante de investigación en las últimas décadas. En los años 70 las medidas de enfermedades bucodentales eran la morbilidad y las dimensiones de funcionalidad no eran consideradas¹. El reconocimiento del carácter multidimensional de la salud ha contribuido a incorporar la dimensión psicosocial de la salud y enfermedad² por lo que la medición de la salud bucodental debe considerar la medición de la calidad de vida relacionada con salud oral². Por otra parte, lo que cada persona entiende por salud y calidad de vida varía según el contexto social, político y cultura³.

La calidad de vida relacionada con la salud oral (CVRSO) es un concepto multidimensional que indica en qué medida la vida diaria de una persona se ve afectada por alteraciones en su salud bucodental⁴. El Cuestionario de Percepción Infantil fue elaborado en Toronto, Canadá por Jokovic et al.⁵ y es conocido como CPQ₁₁₋₁₄ por sus siglas en inglés *Child Perception Questionnaire*. Este instrumento se compone de 37 ítems organizados en cuatro dimensiones: síntomas orales (SO), limitación funcional (LF), bienestar emocional (BE) y bienestar social (BS). Dada la extensión del instrumento se han desarrollado versiones abreviadas de 16 y 8 ítems usando el método de impacto del ítem y el método de regresión, lo que dio origen a las versiones ISF-16 (a) e ISF-8 (c) cuando se utilizó la metodología de impacto del ítem y la versión RSF-16(b) y RSF-8 (d) cuando se utilizó el método de regresión⁶. Las sigla ISF viene de la sigla en inglés *Impact Short Form* y las sigla RSF viene de *Regression Short Form*. Las letras entre paréntesis indican la denominación de las escalas en el presente trabajo.

El cuestionario completo fue validado en diversos países tales como Inglaterra⁷, Alemania⁸, Brasil⁹, Italia¹⁰, entre otros. A la fecha, no se encuentra validado al español.

Si bien el instrumento está validado en distintos países, la estructura de los factores también, denominada como variables no observables o dimensiones del instrumento, ha sido poco abordada¹¹, especialmente cuando se dispone de evidencia⁵⁻¹⁰ para formular hipótesis sobre la relación entre ítems y variables no observables, las que en el caso del CPQ₁₁₋₁₄ serían variables bucodentales que estarían relacionadas con la autopercepción de salud oral del sujeto al que se le aplica el cuestionario.

Dado que el CPQ₁₁₋₁₄ fue desarrollado en Canadá, es necesaria su validación cuando se desee aplicarlo en una población con lenguaje y cultura diferentes. Por otro lado, la validación de un instrumento preexistente es más costo efectiva al compararlo con el desarrollo de una nueva escala, con la ventaja adicional de permitir la comparación entre países, y por lo tanto culturas diferentes¹².

Los aspectos fundamentales que se deben evaluar en una validación son la consistencia interna (precisión de la escala basada en la intercorrelación de los ítems en un tiempo determinado), consistencia temporal (estabilidad del instrumento en el tiempo) y la validez concurrente o de constructo (evidencia que se puede interpretar el puntaje de la escala, basado en las implicancias teóricas de lo que se está midiendo)¹³.

El análisis factorial confirmatorio (AFC) se puede utilizar para confirmar la estructura de los factores entre los ítems del cuestionario (variables observables) y las variables latentes, es decir, los dominios de salud (variable no observable)¹⁴. La utilización del AFC es pertinente y recomendada para la validación o para la adaptación cultural de un instrumento¹³. En este contexto se debe establecer si las variables no observables (modelos de factor de primer orden) y los criterios observables (modelo de segundo orden) son apropiados. Que el modelo de factor de primer orden sea apropiado significa que los cuatro dominios están bien representados por los ítems de la

versión completa y las abreviadas, y lo apropiado del modelo de segundo orden significa que en conjunto la CVRSO está bien representada por los cuatro dominios (variables no observables).

El objetivo de este estudio fue adaptar y validar el CPQ₁₁₋₁₄ para población chilena y confirmar los cuatro dominios de CPQ-Esp₁₁₋₁₄ en su versión completa y abreviada de 16 y 8 ítems.

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño del estudio y población. Se realizó un muestreo por conveniencia. El tamaño muestral se calculó considerando 10 participantes por ítem¹⁵. De acuerdo a esto, el mínimo tamaño requerido fue de 370 participantes. Los participantes fueron adolescentes de 12 años, alumnos de Establecimientos Educativos Municipalizados (EEM) urbanos y rurales en la Región del Maule, Chile. Se seleccionó la capital regional para los EEM urbanos y tres comunas aledañas para los EEM rurales. La selección de las escuelas se realizó considerando que estuvieran en distintos sectores geográficos de la comuna y que tuvieran una población de niños de 12 años que satisficiera el cálculo del tamaño muestral. Se invitó a participar a todos los estudiantes de 12 años. A los alumnos incluidos en el estudio se les solicitó un consentimiento por escrito, mientras que sus tutores firmaron un consentimiento informado y un formulario para determinar el Nivel Socio-económico del hogar (NSE)¹⁶.

Recolección de datos. Se llevó a cabo entre junio y agosto de 2008. Los exámenes clínicos dentales se realizaron en el EEM por un examinador y un registrador, determinándose el índice de caries o CAOD que mide la historia pasada y presente de caries. En este índice, "C" representa a los dientes que con lesiones de caries cavitadas, "A" son los dientes obturados por caries, "A" los dientes ausentes por caries y "D" es la unidad de observación, es decir el diente. El índice individual se obtie-

ne con la sumatoria de sus componentes. Se realizó ejercicio de calibración intraexaminador obteniendo un coeficiente kappa de 0,945 para caries considerado como concordancia casi completa¹⁷. Los alumnos fueron examinados según el método propuesto por la OMS (1997)¹⁸.

El cuestionario CPQ-Esp₁₁₋₁₄ fue autoadministrado en la sala de clases. Este cuestionario consta de 37 ítems, 6 corresponden al dominio de síntomas orales (SO), 9 para limitaciones funcionales (LF), 9 para bienestar emocional (BE) y 13 para bienestar social (BS) (anexo 1). El cuestionario pregunta por eventos ocurridos en los últimos 3 meses como consecuencia de sus dientes, labios o maxilares. Cada respuesta se codificó en una escala Likert de 0 a 4, donde 0 es nunca, 1 es una o dos, 2 es a veces, 3 es frecuentemente y 4 es todos los días o casi todos los días⁵.

Cada participante recibió una copia de los resultados del examen, un cepillo dental y material educativo. Los niños que requerían atención de urgencia fueron derivados al centro de salud correspondiente. Este estudio fue aprobado por el comité de Ética de la Universidad de Talca.

Adaptación y traducción. El cuestionario fue traducido del inglés al español por un nativo de habla hispana de acuerdo a las recomendaciones de la literatura científica¹⁹, se probó su comprensión por un grupo de aproximadamente 10 jóvenes de 12 años, posteriormente fue traducido al inglés por un nativo de habla hispana con dominio del idioma inglés y comparado con la versión original por un odontólogo bilingüe que no conocía el instrumento original. La comparación de la versión original y la retrotraducción no evidenció problemas ni fue necesario realizar correcciones. Para evaluar la estabilidad temporal se solicitó a un grupo de jóvenes sin variación de su salud oral que contestaran nuevamente el cuestionario luego de dos semanas.

Procesamiento y análisis de datos: Para estudiar la validez de constructo del cuestionario se hizo un AFC, utilizando la versión 7 del programa Amos para Modelos de Ecuaciones Estructurales (*Structural Equation Modeling*: SEM) tanto de la versión completa de 37 ítems como de las dos versiones de 16 y dos de 8 ítems. Se consideró un buen ajuste del modelo cuando el χ^2 fue no significativa. Este índice evalúa el ajuste general del modelo y es una medida preliminar de utilidad en pruebas comparativas de modelos. No obstante, el test de χ^2 es sensible al tamaño muestral y tiende a ser significativo en casos con moderado a alto tamaño muestral¹⁵ por lo cual se consideraron cinco medidas de bondad de ajuste. La relación entre χ^2 y los grados de libertad (deben ser cercana a cero), los índices con sus siglas en inglés son los siguientes: Índice de Bondad de Ajuste (GFI, *Goodness-of-fit Index*), Índice de Ajuste Comparativo (CFI, *Comparative Fit Index*) y el Índice de Ajuste Normado (NFI, *Normed Fit Index*) (deben ser mayores a 0,95) y Error Medio Cuadrático de Aproximación (RMSEA, *Root Mean Square Error of Approximation*) (debe ser menor a 0,05). También se considera ajuste aceptable si la relación entre χ^2 /grados de libertad está entre 2 y 3; GFI, CFI y NFI están entre 0,90-0,95 y RMSEA está entre 0,05-0,08^{11,20}. Entonces, el modelo que presenta mayores valores de GFI, CFI y NFI simultáneamente con menores valores de RMSEA será el que se considere con mejor ajuste al compararlo con otros modelos. Estos indicadores evalúan la bondad de ajuste entre la matriz derivada de los datos y la matriz reproducida por el modelo. Se espera entonces que la diferencia entre las dos matrices no sea estadísticamente significativa.

Para analizar la consistencia interna de las diferentes versiones de las escalas abreviadas y la escala total se calculó el α de Cronbach, que se consideró adecuado cuando la correlación fue mayor que 0,6 en la investigación exploratoria²¹. Para estudiar

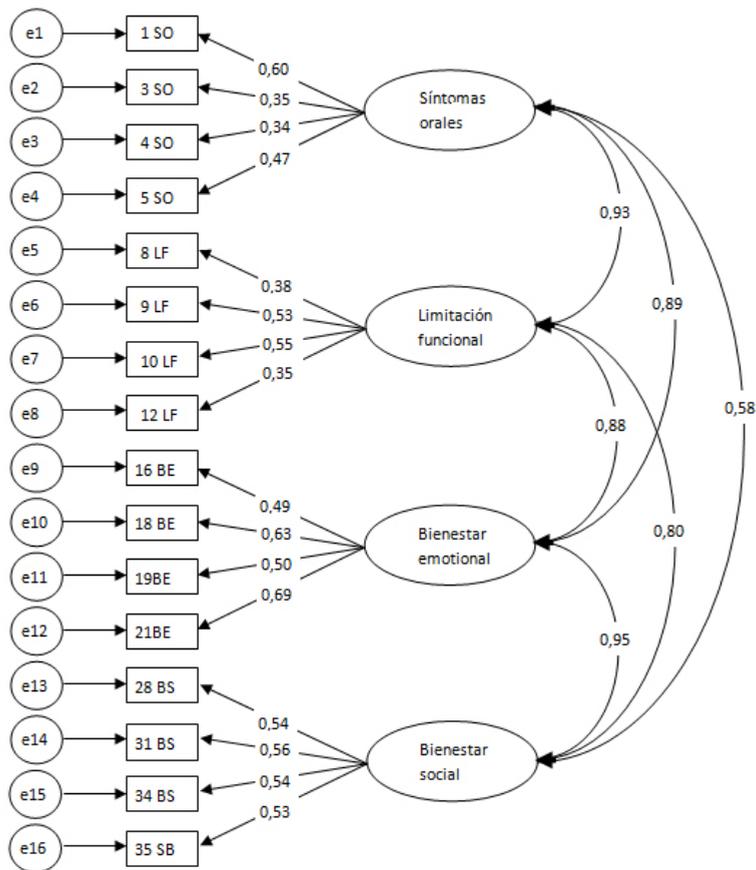
la estabilidad temporal se alculó el coeficiente de correlación interclase (CCI). Para estudiar la validez concurrente/constructo se hicieron correlaciones con Rho de Spearman entre los puntajes de cada una de las versiones con índice CAOD y por sus componentes. Estos análisis se realizaron con el software SPSS 14.0 (SPSS, Chicago, IL, EEUU).

RESULTADOS

Se obtuvo información de 288 participantes, dando una tasa de respuesta del 77,8%. No hubo información perdida. La representación gráfica (**figuras 1, 2 y 3**) es el modelo que evalúa el ajuste a los datos observados. Los cuadrados representan las variables observables (ítems del cuestionario). Las variables no observables o latentes se presentan como óvalos, es decir, las dimensiones del cuestionario. Los círculos, en frente de los ítems, representa el error que es la influencia de fuentes de variabilidad únicas asociadas a las variables observables. Las flechas unidireccionales que salen de las variables latentes a las observables representan un efecto causal de la variable latente sobre la observable. Las flechas curvas bidireccionales entre las variables latentes indican covarianza entre ellas, además se indica el valor de la covarianza.

Al evaluar la versión completa de 37 ítems (**tabla 1**), se observa en el modelo de primer y segundo orden que ninguno de los indicadores utilizados está dentro de los valores que indican un buen ajuste del modelo. Para las versiones a y b de 16 ítems (**tabla 1**), el modelo con cuatro dominios en primer orden, si se considera que la relación entre χ^2 /grados de libertad es cercana a 2, entonces RMSEA, GFI y CFI están dentro de los valores que indican un buen ajuste del modelo, siendo la versión b (**figura 1**) la que presenta mejor ajuste dado que presenta mayores valores de GFI, CFI y NFI, simultáneamente menores valores de RMSEA que los otros modelos. Para la versión

Figura 1
Análisis Factorial Confirmatorio de la versión (b) de 16 ítems,
utilizando Modelo de Ecuaciones Estructurales

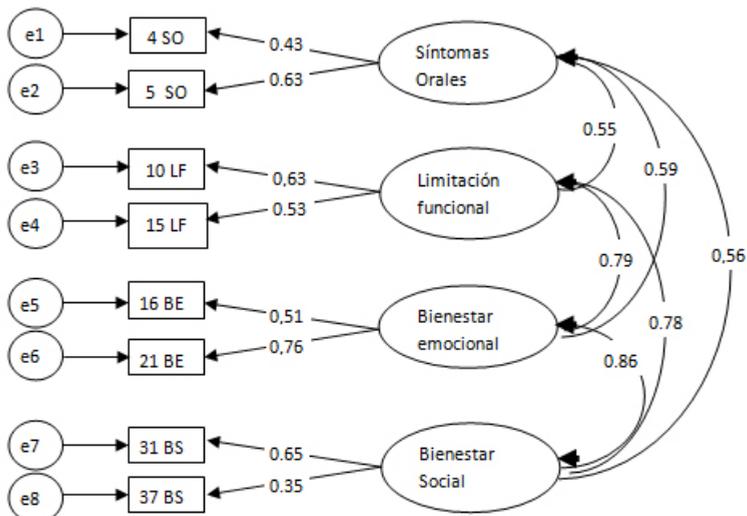


Chi² (gl=98)=176,536; Chi²/gl=1,801; p<0,001; n=286
 GFI=0,925. AGFI=0,896. CFI=0,904. NFI=0,811. RMSEA=0,053

c, de 8 ítems, al analizar el modelo con cuatro dominios en primer orden, todos los índices estuvieron dentro de los valores que indican un buen ajuste. Para la versión d, de 8 ítems, al analizar el modelo con cuatro dominios en primer orden, aunque chi² fue significativo, RMSEA, GFI y CFI estuvieron dentro de los valores que indican un buen ajuste del modelo. Siendo la versión c la que satisfizo todos los indicadores. No obstante, la versión d presentó también buen ajuste. En las escalas de 8 ítems la correlación entre las cuatro dimensiones de primer orden fueron altas de 0,55 a

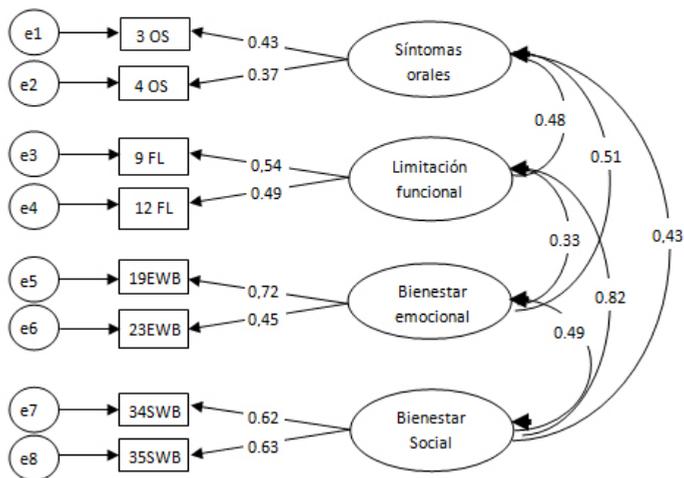
0,86 en la versión c (figura 2) y de 0,33 a 0,82 para la versión d (figura 3). Cuando se analizó la consistencia interna de las subescalas y la escala total, la versión de 37 ítems presentó valores de consistencia interna superiores a 0,6. En el caso de la versión a, de 16 ítems, sólo la subescala de bienestar emocional y la escala total presentaron valores de consistencia interna superiores a 0,6. En la versión b, de 16 ítems, las subescalas de bienestar emocional, bienestar social y la escala total presentaron valores de consistencia interna superiores a 0,6. Las dos versiones de 8 ítems

Figura 2
Análisis Factorial Confirmatorio de la versión (c) de 8 ítems,
utilizando Modelo de Ecuaciones Estructurales



$\chi^2 (gl=14) = 11,03; \chi^2/gl=0,788; p=0,684; n=286$
 $GFI = ,991; CFI =1,000; NFI = ,965; RMSEA=0 ,000$

Figura 3
Análisis Factorial Confirmatorio de versión (d) de 8 ítems
utilizando Modelo de Ecuaciones Estructurales



$\chi^2 (gl=14) = 29,8; \chi^2/gl= 2,128; p=0,008; n=286$
 $GFI = 0,974; CFI =0,920; NFI = 0,868; RMSEA=0,063$

	χ^2	g.l.	$\chi^2/g.l.$	p	RMSEA	GFI	CFI	NFI
CPQ 11-14 (37 ítems)								
SO (6 ítems: 1 a 6)	21,93	9	2,437	0,009	0,071	0,974	0,918	0,873
LF (9 ítems: 7 a 15)	57,06	27	2,113	0,001	0,063	0,954	0,912	0,849
BE (9 ítems: 16 a 24)	123,35	27	4,568	< 0,0001	0,112	0,900	0,869	0,840
BS (13 ítems: 24 a 37)	195,52	65	3,008	< 0,0001	0,084	0,900	0,845	0,788
4 dominios (primer orden)	1205,30	623	1,935	< 0,0001	0,057	0,804	0,795	0,657
4 dominios (segundo orden)	1220,75	625	1,953	< 0,0001	0,057	0,803	0,790	0,652
CPQ 11-14 (16 ítems- a)								
SO(ítems: 1, 3, 4 y 5)	0,202	2	0,101	0,904	< 0,001	1,000	1,000	0,997
LF (ítems: 8, 10, 12 y 15)	5,201	2	2,601	0,074	0,075	0,991	0,952	0,929
BE (ítems: 16, 18, 19 y 21)	1,828	2	0,914	0,401	< 0,001	0,997	1,000	0,989
BS (ítems: 31, 34, 35 y 37)	6,891	2	3,445	0,032	0,093	0,988	0,940	0,921
4 dominios (primer orden)	167,14	98	1,705	< 0,0001	0,050	0,930	0,910	0,811
4 dominios (segundo orden)	186,29	100	1,863	< 0,0001	0,055	0,924	0,887	0,789
CPQ 11-14 (16 ítems- b)								
SO (ítems: 1, 3, 4 y 5)	0,202	2	0,101	0,904	< 0,001	1,000	1,000	0,997
LF(ítems: 8, 9, 10 y 12)	1,360	2	0,680	0,506	< 0,001	0,998	1,000	0,981
BE (ítems: 16, 18, 19 y 21)	1,828	2	0,914	0,401	< 0,001	0,997	1,000	0,989
BS (ítems: 28, 31, 34 y 35)	8,392	2	4,196	0,015	0,106	0,985	0,948	0,935
4 dominios (primer orden)	176,54	98	1,801	< 0,0001	0,053	0,925	0,904	0,811
4 dominios (segundo orden)	193,53	100	1,935	< 0,0001	0,057	0,920	0,885	0,793
CPQ 11-14 (8 ítems- c)								
4 dominios (primer orden)	11,03	14	0,788	0,684	< 0,001	0,991	0,991	0,965
4 dominios (segundo orden)	11,10	16	0,694	0,803	< 0,001	0,991	0,991	0,965
CPQ 11-14 (8 ítems- d)								
4 dominios (primer orden)	29,79	14	2,128	0,008	0,063	0,974	0,974	0,868
4 dominios (segundo orden)	11,19	16	0,699	0,798	< 0,001	0,991	0,991	0,965

presentaron una consistencia interna superior a 0,6 (tabla 2). Al evaluar la estabilidad temporal (test-retest) (tabla 2) todas las escalas mostraron CCI superiores a 0,81 exceptuando la subescala de limitaciones funcionales de la versión a de 16 ítems. Un valor de CCI > 0,81 representa un excelente nivel de concordancia entre las evaluaciones.

Cuando se analizó la validez concurrente, correlacionando puntaje total con CAOD y sus componentes se observó que las escalas totales y todas las subescalas, excepto síntomas orales, se correlacionaron de manera estadísticamente significativa con CAOD y con

“caries”. Ninguna versión de las escalas se correlacionó con “obturado”. Finalmente, sólo bienestar emocional de la escala total y limitaciones funcionales de la escala b de 16 ítems, se correlacionan con “ausente” (tabla 2).

No se observó un gradiente socioeconómico en la salud oral infantil al comparar el CAOD y nivel socioeconómico de la familia (tabla 2). Los grupos de nivel socioeconómico se compararon mediante la prueba Kruskal-Wallis, utilizando la U de Mann-Witney como prueba Post-Hoc y sólo hubo diferencia estadísticamente significativa ($p < 0,05$) entre los grupos media alta y media baja.

Tabla 2						
Validez concurrente (Rho de Spearman), consistencia interna (Alpha de Cronbach) y de estabilidad temporal (test retest) de la escala total del CPQ-Esp₁₁₋₁₄ y las versiones abreviadas propuestas del cuestionario (n=286)						
	Correlaciones Rho de Spearman				Alpha de Cronbach	Test retest CCI ¹
	CAOD	Caries	Ausentes	Obturados		
CPQ 11-14 (37 ítems)						
SO (6 ítems: 1 a 6)	0,109	0,048	0,060	0,012	0,633	0,874 ^e
LF (9 ítems: 7 a 15)	0,202 ^a	0,151 ^b	0,111	0,053	0,701	0,883 ^c
BE (9 ítems: 16 a 24)	0,185 ^a	0,162 ^a	0,123 ^b	0,007	0,830	0,875 ^c
BS (13 ítems: 24 a 37)	0,216 ^a	0,206 ^a	0,037	0,080	0,823	0,923 ^c
Escala total	0,225 ^a	0,183 ^a	0,104	0,050	0,723	0,934 ^c
CPQ-Esp₁₁₋₁₄ (16 ítems- a)						
SO (ítems: 1, 3, 4 y 5)	0,115	0,065	0,082	0,017	0,512	0,828 ^c
LF (ítems: 8, 10, 12 y 15)	0,255 ^a	0,173 ^a	0,115	0,064	0,513	0,774 ^c
BE (ítems: 16, 18, 19 y 21)	0,169 ^a	0,143 ^b	0,104	0,003	0,657	0,834 ^c
BS (ítems: 31, 34, 35 y 37)	0,186 ^a	0,137 ^b	-0,003	0,060	0,539	0,866 ^c
Escala total (16 ítems)	0,233 ^a	0,171 ^a	0,110	0,049	0,810	0,910 ^c
CPQ-Esp₁₁₋₁₄ (16 ítems- b)						
SO (ítems: 1, 3, 4 y 5)	0,115	0,065	0,082	0,017	0,512	0,828 ^c
LF (ítems: 8, 9, 10 y 12)	0,229 ^a	0,187 ^a	0,116 ^b	0,025	0,516	0,828 ^c
BE (ítems: 16, 18, 19 y 21)	0,169 ^a	0,143 ^b	0,104	0,003	0,657	0,834 ^c
BS (ítems: 28, 31, 34 y 35)	0,212 ^a	0,213 ^a	0,027	0,065	0,626	0,896 ^c
Escala total (16 ítems)	0,233 ^a	0,195 ^a	0,110	0,037	0,820	0,914 ^c
CPQ-Esp₁₁₋₁₄ (8 ítems- c)						
Escala total (ítems: 4, 5, 10, 15, 16, 21, 31, 37)	0,203 ^a	0,136 ^b	0,101	0,072	0,710	0,900 ^c
CPQ-Esp₁₁₋₁₄ (8 ítems- d)						
Escala total (ítems: 3, 4, 9, 12, 19, 21, 34, 35)	0,214 ^a	0,184 ^a	0,083	0,041	0,669	0,885 ^c

¹Coefficiente de correlación intraclase ^a p<0,01; ^b p <0,05; ^c p <0,001

Tabla 3			
Promedio COPD, según Nivel socioeconómico (n=285)			
Nivel socioeconómico	n	Promedio CAOD	DS
Alto	12	2,67	3,393
Medio alto	40	2,45	1,694
Medio	73	2,90	2,218
Medio bajo	123	3,50	2,884
Bajo	37	3,38	2,139

DISCUSIÓN

Los datos de este estudio muestran que el modelo de la escala completa no se ajusta bien a los datos, esto también se observa en cada uno de los dominios, lo que puede deberse, en parte, a que no se alcanzó el tamaño muestral requerido de 10 participantes por ítem o que alguno de los ítem de los cuatro dominios no son adecuados para los niños chilenos. Estos resultados son similares a los de un estudio realizado en niños de Hong-Kong, donde también se utilizó el AFC₁₁. No obstante, los autores reportaron que en el dominio de síntomas orales y limitación funcional los datos se ajustaban bien.

Al analizar las cuatro escalas cortas de CPQ-Esp₁₁₋₁₄ de 16 y 8 ítems todas se ajustan al modelo hipotético, siendo la escala de 16 ítems (b) ligeramente mejor. Las subescalas también mostraron buen ajuste. Este resultado es congruente con los reportado por Lau et al¹¹.

El CPQ-Esp₁₁₋₁₄ mostró ser válido en su consistencia interna (Alpha de Crombach), estabilidad temporal (test-retest) y validez de constructo (correlación con CAOD), incluso para la versión completa. No obstante, cuando se evaluó su equivalencia transcultural utilizando el AFC no pudo confirmarse la estructura de los dominios de la versión completa. En este estudio se pudo confirmar la estructura de los dominios para las versiones cortas, mostrando que las correlaciones de los dominios también pueden ser explicadas por el modelo de segundo orden representando así una medida de CVRSO, la cual es un concepto multifactorial en el que todos los factores están correlacionados. Asimismo, los ítems de las versiones cortas contienen información suficiente para evaluar la CVRSO en niños chilenos de la comunidad.

Las versiones cortas del CPQ-Esp₁₁₋₁₄ facilita su aplicación en el ambiente clínico, donde la opinión de los pacientes es nece-

saria para evaluar los resultados de la enfermedad y la atención clínica¹⁴, del mismo modo pueden ser aplicados en encuestas poblacionales, con el consiguiente ahorro de tiempo en comparación con las versiones completas de una encuesta. Además, reduce el esfuerzo que involucra la administración de las escalas, tanto para los sujetos que la contestan como para los que la administran. Este aspecto también se debe considerar al evaluar y elegir una escala¹³.

Por otro lado, contar con cuestionarios abreviados facilitará su incorporación en encuestas poblacionales, especialmente en niños, ya que en el caso específico de Chile existe limitada información relativa a su salud oral en encuestas poblacionales.

Dada la información que se recoge, el cuestionario debería ser adaptado semántica y lingüísticamente para distintas comunidades de habla hispana.

Una debilidad de este estudio es que ninguna de las formas cortas fue administrada de forma independiente. Los datos fueron recogidos utilizando solo la escala completa. La posibilidad es que los niños podrían responder de forma distinta cuando contestan la forma completa o la forma abreviada por separado. No obstante, esto parece poco razonable dado que se ha reportado en la literatura²³ que no existe diferencia estadísticamente significativa en la media de escalas completas y abreviadas cuando se administraron en conjunto y por separado.

AGRADECIMIENTOS

A la comunidad educativa de las escuelas participantes.

BIBLIOGRAFÍA

1. Cohen LK. The emerging field of oral health-related quality of life outcomes research, En Slade GD. Measuring oral health and quality of life. Chapel Hill, NC: University of North Carolina, Department of Dental Ecology; 1997. p. 1-10

2. The World Health Organization Quality of Life assessment (WHOQOL): Position paper from the World Health Organization. *Soc Sci Med.* 1995; 41:1403-9.
3. Locker D. Concepts of oral health, disease and the quality of life. En Slade GD. *Measuring oral health and quality of life.* Chapel Hill, NC: University of North Carolina, Department of Dental Ecology; 1997. p. 11-24
4. Locker D. Measuring oral health a conceptual framework. *Community Dent Health.* 1988; 5:5-13.
5. Jokovic A, Locker D, Stephens M, Kenny D, Tompson D, Guyatt G. Validity and reliability of a questionnaire for measuring child oral-health-related quality of life. *J Dent Res.* 2002; 81: 459-63
6. Jokovic A, Locker D, Guyatt G. Short forms of the Child Perceptions Questionnaire for 11–14-year-old children (CPQ11-14): development and initial evaluation. *Health Qual Life Outcomes.* 2006;4:4.
7. Marshman Z, Rodd H, Stern M, Mitchell C, Locker D, Jokovic A, et al. An evaluation of the Child Perceptions Questionnaire in the UK. *Community Dent Health.* 2005; 22:151-5.
8. Van der Meule M, John MT, Naeije M, Lobbezoo K, et al. The Dutch version of the Oral health profile (OHIP-NL): Translation, reliability and construct validity. *BMC Oral Health* [publicación periódica en línea]. 2008 [citado 26 diciembre 2013]. Disponible en: <http://biomedcentral.com/1472-6831/18/11>
9. Barbosa TS, Tureli MCM, Gavião MDV. Validity and reliability of the Child Perceptions Questionnaires applied in Brazilian children *BMC Oral Health.* 2009; 9:13.
10. Olivieri R, Ferro R, Benacchio L, Besostri A, Stellini E. Validity of Italian version of the Child Perceptions Questionnaire (CPQ₁₁₋₁₄). *BMC Oral Health* [publicación periódica en línea]. 2013 [citado 26 diciembre 2013]. Disponible en: <http://biomedcentral.com/1472-6831/13/55>
11. Lau AWH, Wong MCM, Lam KF, McGrath C. Confirmatory factor analysis on the health domains of the Child Perceptions Questionnaire. *Community Dent Oral Epidemiol.* 2009; 37: 163-70.
12. Sanchez R, Echeverry J. Validación de escalas de medición en salud. *Rev Salud Pública.* 2004; 6:302-18.
13. Scientific Advisory Committee of the Medical Outcomes Trust (SACMO). Assessing health status and quality-of-life instruments: Attributes and review criteria. *Qual Life Res.* 2002; 11:193-205.
14. Batista-Foget JM, Coenders G, Alonso J. Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Med Clin (Barc).* 2004; 122 Supl 1:21-7.
15. Schreiber JM, Stage FK, King J, Barlow EA, King J. Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a Review. *J Educ Res.* 2006; 6: 323-37.
16. ADIMARK. Mapa Socio Económico de Chile. Chile. 2003. Consultado el 4 de Abril 2008. Disponible en: http://www.adimark.cl/medios/estudios/Mapa_Socioeconomico_de_Chile.pdf
17. Rubio J, Robledo de Dios T, Llodra J, Salazar FS, Artazcoz Osés J, González Andrés VL, et al. Criterios Mínimos de los Estudios Epidemiológicos de Salud Dental en Escolares. *Rev Esp Salud Publica.* 1997; 71: 231-41.
18. Organización Mundial de la Salud. Encuestas de la Salud Bucodental. Métodos Básicos. Cuarta Edición. Ginebra: OMS; 1997.p.66.
19. Guillemin F, Bombardier C, Beaton D. Cross cultural adaptation of health-related quality of life measures: literature and proposed guidelines. *J Clin Epidemiol.* 1993; 46:1417-32.
20. González-Montesinos MJ, Backhoff E. Validación de un cuestionario de contexto para evaluar sistemas educativos con Modelos de Ecuaciones Estructurales. RELIEVE [publicación periódica en línea]. 2010 [citado 30 octubre 2013]; 1-17. Hallado en: http://www.uv.es/RELIEVE/v16n2/RELIEVEv16n2_1.htm
21. Hair J, Anderson R, Tatham R, Black W. Análisis Multivariante. Madrid: Pearson-Prentice Hall; 1999. p.105.
22. Landis JR, Koch GC: The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 33:159–174, 1977
23. Schofield MJ, Mishra G. Validity of the SF-12 compared with the SF-16 Health Survey in pilot studies of the Australian Longitudinal Study on women’s health. *J Health Psychol.* 1998, 3: 259-71.

Anexo 1						
Comparación de las escalas CPQ-ESP₁₁₋₁₄ totales, abreviadas de 16 y 8 ítems						
Dimensión	N°	Pregunta	16		8	
			a	b	c	d
Síntomas orales	1	Dolor en tus dientes, labios, mandíbulas o boca	x	x		
	2	Sangrado de las encías				
	3	Heridas en tu boca	x	x		x
	4	Mal aliento	x	x	x	x
	5	Comida atascada en o entre los dientes	x	x	x	
	6	Comida pegada en la parte de arriba de tu boca				
Limitación funcional	7	Respirado por tu boca				
	8	Demorado en comer más tiempo que otros	x	x		
	9	Tenido problemas para dormir		x		x
	10	Difícil morder o masticar alimentos, como manzanas, choclo en la coronta, o bistec	x	x	x	
	11	Difícil abrir grande la boca				
	12	Difícil decir alguna palabra	x	x		x
	13	Difícil comer alimentos que te gustaría comer				
	14	Difícil beber con una bombilla o pajita				
Bienestar emocional	15	Difícil beber o comer alimentos calientes o fríos	x		x	
	16	Sentido irritable, frustrado o mal genio	x	x	x	
	17	Sentido inseguro de ti mismo				
	18	Sentido tímido o avergonzado	x	x		
	19	Preocupado por lo que otros piensan acerca de tus dientes, labios, boca o maxilares	x	x		x
	20	Preocupado por no verte tan bien, como otros				
	21	Sentido molesto	x	x	x	x
	22	Sentido nervioso o temeroso				
Bienestar social	23	Preocupado de no ser tan saludable como otros				
	24	Preocupado por sentirte diferente a los demás				
	25	Faltado a la escuela a causa de dolor, por asistir a consulta con el dentista o por tener operaciones en tu boca				
	26	Tenido dificultades para prestar atención o concentrarte en la escuela				
	27	Tenido dificultades para hacer tus tareas				
	28	No deseado hablar o leer en voz alta en clases		x		
	29	Evitado participar en actividades como deportes, clubes, teatro, música, o viajes escolares				
	30	Deseado no hablar con otros niños				
	31	Evitado sonreír o reír cuando estás con otros niños	x	x	x	
	32	Tenido dificultad para tocar un instrumento musical, como la flauta, el clarinete, o la trompeta				
	33	No deseado pasar tiempo con otros niños				
	34	Discutido o peleado con otros niños o con tu familia	x	x		x
	35	Otros niños se han burlado de ti o te han puesto apodos	x	x		x
	36	Has sentido que otros niños te han dejado de lado				
	37	Otros niños te han hecho preguntas sobre tus dientes, labios, maxilares o boca	x		x	