

Evaluación de las propiedades psicométricas de reproducibilidad del Child Perception Questionnaire (CPQ) 11-14

Evaluation of the psychometric reproducibility properties of the Child Perception Questionnaire (CPQ) 11-14

Avaliação das propriedades psicométricas de reprodutibilidade do Questionário de Percepção Infantil (CPQ) 11-14

Camilo Andrés Romo Pérez¹
Ashley Lorena Méndez Pérez²
Renata De La Hoz Perafán³

Recibido: 18 de enero de 2020
Aprobado: 5 de marzo de 2020
Publicado: 15 de mayo de 2020

Cómo citar este artículo:

Romo-Pérez CA, Méndez-Pérez A, De La Hoz Perafán R. Evaluación de las propiedades psicométricas de reproducibilidad del Child Perception Questionnaire (CPQ) 11-14. Revista Nacional de Odontología. (2020); 16(1), 1-21. doi: <https://doi.org/10.16925/2357-4607.2020.01.10>

Artículo de investigación. <https://doi.org/10.16925/2357-4607.2020.01.10>

- ¹ Universidad del Magdalena, Santa Marta Colombia.
Correo electrónico: camilo.romo.ow@gmail.com.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9157-5093>
- ² Universidad del Magdalena.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7264-5092>
- ³ Universidad del Magdalena.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4411-3029>

Resumen

Introducción: existen diferentes instrumentos que miden calidad de vida relacionada a salud oral en niños como el CPQ que posee dos versiones (CPQ8-10 y CPQ11-14)

Objetivo: el propósito de este estudio fue adaptar transculturalmente la versión peruana del CPQ11-14 al lenguaje del caribe colombiano, determinar las propiedades psicométricas de reproducibilidad, y describir la utilidad del cuestionario CPQ11-14.

Materiales y métodos: con una muestra de 214 participantes, en este estudio cuantitativo observacional de evaluación de escala psicométrica, se ejecutaron mediciones de fiabilidad, consistencia interna, poder discriminante del CPQ11-14. Se exploró la estructura del instrumento mediante Análisis Factorial Exploratorio (AFE). Con extracción de factores: Método de Ejes Principales, rotación de factores: Varimax.

Resultados: se obtuvo un alfa de Cronbach global de 0,9. Para el AFE, se evaluó la medida de adecuación muestral con la prueba de KMO fue =0,829 ($p=0,001$), y la media de adecuación de la muestra con la prueba de Bartlett=2904,538($p=0,001$). Estos valores admitieron el cálculo de las cargas factoriales para justificar cada ítem en las dimensiones de la escala.

Conclusiones: esta versión del instrumento mostró una adecuada respuesta a la reproducibilidad, sin embargo, los bajos porcentajes de éxito en el poder discriminante y algunas cargas factoriales nulas en algunos ítems sugieren cambios de redacción y nueva evaluación para estudio de su comportamiento. No obstante, se describe esta versión del instrumento como útil para tal fin, aunque no es esta la versión definitiva para realizar mediciones de la CVrSO en niños y adolescentes en la costa caribe colombiana.

Palabras clave: calidad de vida, salud bucal, análisis factorial, psicometría, salud infantil.

Abstract

Introduction: There are different instruments that measure quality of life related to oral health in children, such as the CPQ, which has two versions (CPQ8-10 and CPQ11-14).

Objective: The purpose of this study was to cross-culturally adapt the Peruvian version of CPQ11-14 to the language of the Colombian Caribbean, determine the psychometric properties of reproducibility, and describe the usefulness of the CPQ11-14 questionnaire.

Materials and methods: With a sample of 214 participants, in this quantitative observational psychometric scale evaluation study, measurements of reliability, internal consistency, and discriminant power of the CPQ11-14 were performed. The structure of the instrument was explored by Exploratory Factor Analysis (EFA). With factor extraction via the Principal Axis Method with Varimax rotation.

Results: A global Cronbach's alpha of 0.9 was obtained. For the EFA, the measure of sampling adequacy was evaluated with the KMO test = 0.829 ($p = 0.001$), and the mean adequacy of the sample with the Bartlett test = 2904.538 ($p = 0.001$). These values allowed for the calculation of factor loadings to justify each item in the dimensions of the scale.

Conclusions: This version of the instrument showed an adequate response to reproducibility, however, the low percentages of success in the discriminant power and some null factor loadings in some items suggest changes in the wording and a new evaluation to study their behavior. However, this version of the instrument is described as useful for this purpose, although it is not the definitive version to perform CVrSO measurements in children and adolescents on the Colombian Caribbean coast.

Keywords: quality of life, oral health, factor analysis, psychometry, child health.

Resumo

Introdução: Existem diversos instrumentos que medem a qualidade de vida relacionada à saúde bucal em crianças, como o CPQ, que possui duas versões (CPQ8-10 e CPQ11-14).

Objetivo: O objetivo deste estudo foi adaptar transculturalmente a versão peruana do CPQ11-14 para a língua caribenha colombiana, determinar as propriedades psicométricas de reprodutibilidade e descrever a utilidade do questionário CPQ11-14.

Materiais e métodos: Com uma amostra de 214 participantes, neste estudo de avaliação de escala psicométrica observacionais quantitativas foram realizadas medidas de confiabilidade, consistência interna e poder discriminante do CPQ11-14. Além disso, a estrutura do instrumento foi explorada por Análise Fatorial Exploratória (EFA). Com extração de fator: Método do eixo principal, rotação do fator: Varimax.

Resultados: Foi obtido um alfa de Cronbach global de 0,9. Para a AFE, a medida de adequação da amostra avaliada com o teste KMO foi = 0,829 ($p = 0,001$), e a adequação média da amostra com o teste de Bartlett = 2904,538 ($p = 0,001$). Esses valores permitiram o cálculo de cargas fatoriais para justificar cada item nas dimensões da escala.

Conclusões: Esta versão do instrumento apresentou resposta adequada quanto à reprodutibilidade, porém, os baixos percentuais de sucesso no poder discriminante e algumas cargas fatoriais nulas em alguns itens sugerem mudanças de redação e uma nova avaliação para estudar seu comportamento. No entanto, esta versão do instrumento é descrita como útil para esse fim, embora não seja a versão definitiva para medir o CVrSO em crianças e adolescentes na costa caribenha da Colômbia

Palavras-chave: qualidade de vida, saúde bucal, análise fatorial, psicometria, saúde infantil.

1. Introducción

La calidad de vida relacionada con la salud (CVrS) fue una denominación que se implementó desde que la Organización Mundial de la Salud (OMS) y extendió el concepto de salud en 1948. El resultado fue el cambio de modelo clínico de salud y enfermedad a un modelo biopsicosocial (1). Al dirigir gran parte de la atención del análisis del paciente a la dimensión física, otros aspectos como la percepción de su salud, contexto social y cultural, son considerados como subjetivos, pudiendo dejar restringida la perspectiva de la práctica clínica. Por ello, cada vez más en las ciencias de la salud se precisa disponer de instrumentos que permitan evaluar componentes subjetivos del individuo. Las escalas de medición en salud tienen como objetivo medir dimensiones físicas, psicológicas o sociales para orientar acciones de promoción de la salud, prevención de la enfermedad y atención al paciente, siendo útiles tanto en investigación, como en práctica clínica (2,3). En este sentido, la calidad de vida relacionada con la salud oral (CVrSO) se ajusta al concepto biopsicosocial de la OMS, siendo considerado como el bienestar general de la persona para comer, hablar, sonreír, relacionarse con los demás y sentirse a gusto con el sentido estético de sus dientes y boca. En los niños esta percepción que se construye en la infancia debido a la influencia que tiene el entorno en la personalidad y el modo como perciben la realidad (4, 5).

En las últimas décadas se han desarrollado diversas escalas específicas y genéricas, en la evaluación de la CVrSO en niños, los instrumentos psicométricos más usados son el Child Perceptions Questionnaire (CPQ) en sus dos versiones de 8 a 10 años y de 11 a 14 años, el Child Oral Impacts on Daily Performances (C-OIDP) y el Child Oral Health Impact Profile (COHIP) (6).

Concentrando el interés en determinar las propiedades psicométricas de esta escala, los objetivos de este estudio fueron (a) realizar la adaptación transcultural de la versión peruana del CPQ 11-14 al lenguaje del caribe colombiano, (b) determinar la reproducibilidad a través de la fiabilidad, consistencia interna y el poder discriminante del CPQ 11-14 y (c) describir la utilidad del instrumento CPQ 11-14 para la medición de la calidad de vida relacionada con la salud oral.

2. Materiales y métodos

Investigación de enfoque cuantitativo y tipo de estudio observacional de evaluación de escala psicométrica. Los participantes fueron 214 niños y niñas con edades de 11 a 14 pertenecientes a los grados sexto, séptimo, octavo y noveno de la Institución Educativa INEM en Santa Marta, Magdalena, los cuales accedieron a participar bajo consentimiento informado por escrito firmado por padres, acudientes y asentimiento informado por los participantes del estudio. Se excluyeron individuos con discapacidades cognitivas o físicas que les impidieran diligenciar autónomamente el cuestionario.

El criterio de selección del tamaño de muestra estuvo basado en la sugerencia de la Comisión Internacional de Test, cuya recomendación es de mínimo 200 participantes para instrumentos extensamente usados donde el autor pretende evaluar sesgos a través de la identificación de los ítems con riesgos potenciales de error (7).

En todas las fases de esta investigación se tuvieron presentes los principios éticos internacionales, *Ethical Research Involving Children* (ERIC). Este estudio corresponde a una investigación con riesgo mínimo según la resolución 8430 de 1993 del Ministerio de Salud de la República de Colombia, esta investigación fue avalada por el Comité Institucional de Ética en Investigación de la Universidad del Magdalena. A cada participante se le garantizó la confidencialidad de la información obtenida.

El Cuestionario de Percepción Infantil (CPQ) fue elaborado en Toronto, Canadá por Jokovic en el año 2002. Este es el primer instrumento que mide la CVrSO en niños, con un rango de edad de 8 a 10 años, y de 11 a 14 años. Este instrumento se encuentra organizado en cuatro dimensiones: síntomas orales (SO 6 preguntas), limitación funcional (LF 9 preguntas), bienestar emocional (BE 7 preguntas) y bienestar social (BS

13 preguntas). La versión de 11 a 14 años cuenta con 35 preguntas. Cada pregunta cuenta con cinco opciones de respuesta, estas se registran en una escala 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, Las puntuaciones de este instrumento se calculan mediante la suma de los códigos de respuesta. Las puntuaciones para cada uno de los cuatro dominios también se pueden calcular. Había 35 preguntas, por ello el resultado final puede variar de 0 a 140, para la cual una puntuación alta indica un mayor grado de impacto de las condiciones orales en la calidad de vida del niño (8,9,10,11) (tabla 1).

Tabla 1. Dominios y preguntas del CPQ 11-14 versión adaptada al español del caribe colombiano.

Dominio	Número de preguntas	Pregunta
Síntomas bucales	6	¿Con qué frecuencia has sentido dolor en tus dientes, labios, mandíbula o boca?
		¿Con qué frecuencia te han sangrado tus encías?
		¿Con qué frecuencia has tenido heridas en la boca?
		¿Has sentido mal aliento?
		¿Has sentido que la comida se te queda entre los dientes?
		¿Has sentido que la comida se te queda pegada arriba de la boca?
Limitación funcional	9	¿Has respirado por la boca a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Has demorado más que otras personas comiendo a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Has tenido problemas para dormir a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Has tenido problemas para morder o masticar alimentos como una manzana, una mazorca o un pedazo de carne a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Has tenido problemas para abrir muy grande la boca a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Has tenido problemas para pronunciar algunas palabras a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Has tenido problemas para comer lo que te gusta a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Has tenido problemas para beber líquidos con pitillo a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Has tenido problemas para beber líquidos y comer alimentos calientes o fríos a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?

(continúa)

(viene)

Dominio	Número de preguntas	Pregunta
Bienestar emocional	7	¿Te has tenido triste o enojado a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Te has tenido inseguro de ti mismo a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Te has sentido avergonzado o con pena a causa tus dientes, labios, mandíbula y boca?
		¿Te ha preocupado lo que piensan otras personas acerca de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Te ha preocupado por no ser tan simpático a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Te has sentido molesto a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Has estado preocupado porque eres diferente a los demás a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
Bienestar social	13	¿Has faltado a clases por causa de algún dolor, citas médicas o alguna cirugía a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia ha sido difícil prestar atención en clase a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia te ha sido difícil hacer tus tareas a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia no has querido hablar o leer en voz alta en clase a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Has evitado participar en deportes, teatro, música o paseos escolares a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿No has querido hablar con otros niños a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia has evitado reír mientras estabas con otros niños a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia te ha sido difícil tocar instrumentos musicales (flauta, trompeta) o pitos a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia no has querido pasar el tiempo con otros niños a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia has discutido/peleado con tu familia u otros niños a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia algunos niños se han burlado de ti o te han puesto apodos a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia otros niños te han apartado de su grupo a causa de tus dientes, labios, boca o mandíbula?
		¿Con qué frecuencia otros niños te han hecho preguntas acerca de tus dientes, labios, boca o mandíbula?

Fuente: elaboración propia

Mundialmente el CPQ11-14 cuenta con una amplia utilización en investigaciones de calidad de vida en odontología, lo que resulta en previas evaluaciones de las propiedades de validez de este instrumento. Se considera la posibilidad de que el

instrumento mantenga sus propiedades psicométricas en la población general (2). En esta investigación se realizó la adaptación transcultural del CPQ 11-14, tomando como base la versión peruana de esta escala la cual fue validada por Abanto y Col. en 2013. El proceso para consolidar esta versión en español peruano consistió en la del inglés al español por dos traductores peruanos que habían vivido más de cuatro años en países con idioma inglés, que no conocían los objetivos del estudio y que tenían experiencia en estudios de calidad de vida relacionada con la salud oral. Consecuentemente esta traducción fue revisada por un panel de profesores de posgrado con fluidez de los idiomas español e inglés. Después de acordada la versión de prueba traducida de acuerdo a la equivalencia conceptual de las preguntas, fue realizada una prueba piloto con una muestra de 40 niños elegida por conveniencia, posteriormente a esa versión se le realizaron ajustes de acuerdo a los comentarios de los menores. Esta versión fue traducida nuevamente al inglés y evaluada por personas nativas con fluidez en inglés y español, luego se aplicó una prueba piloto con 20 niños, 5 para cada edad. Después de no recibir comentarios, se consideró esa como la versión final traducida al español peruano. Las propiedades psicométricas se evaluaron mediante la fiabilidad (Alfa de Cronbach), Validez de constructo (Correlación de Spearman), Validez discriminante (Puntajes totales y de los dominios con la experiencia de caries) (12). En este estudio se realizó la evaluación de la fiabilidad, consistencia interna y poder discriminante, después de la adaptación transcultural del CPQ 11-14, tomando como punto de inicio la versión peruana previamente adaptada al castellano y validada.

Adaptación cultural

Dado que la versión que se usó en este estudio estaba en idioma español, el proceso de adaptación transcultural se llevó a cabo con la finalidad de obtener una adecuada semántica mediante la sustitución de expresiones no propias del lenguaje de la población diana, como por ejemplo “caña o sorbete” por “pitillo”, “elote” por “maíz o mazorca”. Esto fue sometido a revisión por el panel de 5 expertos en psicometría, calidad de vida y atención odontológica infantil antes de concebir las preguntas finales para la aplicación instrumento.

Utilidad

La utilidad evalúa si un instrumento es viable al utilizarlo para alcanzar el objetivo que se pretende. Los puntos que regularmente se evalúan pueden ser: el tiempo de aplicación, la simplicidad del formato, redacción y fácil entendimiento de las preguntas, su registro y la interpretación de los resultados (13, 14).

Análisis estadístico

Los datos se almacenaron en Microsoft Excel v2010 y analizaron en SPSS v23. Para el análisis de las características sociodemográficas del grupo de estudio se emplearon medidas de tendencia central. Para las propiedades psicométricas; la fiabilidad se evaluó con el Alfa de Cronbach aceptando valores satisfactorios entre $\geq 0,7$ y $\leq 0,90$; la consistencia interna se evaluó el coeficiente de correlación de Spearman con valor satisfactorio $\geq 0,4$ y el poder discriminante se evaluó a través de coeficientes de correlación de Spearman $\leq 0,4$. Se empleó la prueba de Kolmogorov Smirnov para determinar el supuesto de normalidad $< p = 0,05$. Se evaluó la medida de adecuación muestral con la prueba de KMO $> 0,7$ y la media de adecuación de la muestra con la prueba de Bartlett $< p = 0,05$. Se usó el Análisis Factorial Exploratorio (AFE), con el fin de analizar las dimensiones del instrumento y la relación entre las variables que las integran para soportar su permanencia en la versión final.

Evaluación de propiedades psicométricas

Debido a la extensión del cuestionario y su método de aplicación autodiligiado, no se realizó la evaluación de las propiedades fiabilidad inter e intraobservador. Además, la evaluación de estas propiedades sugiere un efecto de "aprendizaje" y no admisión de una segunda prueba por parte de los participantes, teniendo en cuenta el tiempo de aplicación entre prueba y prueba (15). Para la evaluación de la fiabilidad, que establece la varianza total atribuible a diferencias verdaderas entre los sujetos de la investigación, la cual evalúa el grado del instrumento para medir sin errores sistemáticos o aleatorios (2). El Alfa de Cronbach es la medida estadística usada habitualmente para medir la fiabilidad, cuyos valores aceptados son $\geq 0,70$ aunque valores que superen 0,9 pueden ser consistentes con redundancia o duplicidad de ítems (16).

Para evaluar que los ítems sean capaces de medir el concepto del dominio al cual pertenecen; es decir, el grado de correlación y coherencia que guarda un ítem con su dominio, se midió la consistencia interna a través del recurso Correlación de Spearman, teniendo en cuenta que los datos no siguieron una distribución normal. Se manejó como valor referencial $\geq 0,4$ para consistencia interna. Consecutivamente a este paso, se calculó el porcentaje de éxito mediante la fórmula representando la proporción de correlaciones entre los ítems de un dominio y los dominios a los que pertenecen (2) (figura1). Para la medición del poder discriminante se empleó el mismo recurso estadístico de Coeficiente de Correlación de Spearman, en esta propiedad el valor referencial fue $\leq 0,3$, como indicador del grado de correlación que existe entre

los ítems de un dominio y los dominios a las cuales no pertenecen. Siguiendo a este paso, se calculó el porcentaje de éxito en la propiedad para cada dominio (2) (figura 2).

$$\% \text{ de éxito} \\ \text{Consistencia interna} = \frac{\text{Correlaciones pregunta-dimensión} \\ \text{a la que pertenece} \geq 0,4}{\text{Total de correlaciones pregunta-dimensión} \\ \text{a la que pertenece}} \times 100$$

Figura 1. Fórmula de porcentaje de éxito para consistencia interna.

$$\% \text{ de éxito} \\ \text{Poder discriminante} = \frac{\text{Correlaciones ítem-dimensión a la que no pertenece} \\ \text{menores que las correlaciones ítem-dominio a la que}}{\text{Total de correlaciones ítem-dimensión} \\ \text{a la que pertenece}} \times 100$$

Figura 2. Fórmula de porcentaje de éxito para poder discriminante.

Fuente: elaboración propia

Análisis de factores

Para conservar la utilidad práctica y con el fin de apoyar la decisión de cuantos ítems o puntos debe conservarse o descartarse de la escala, se hace uso del análisis factorial (17).

Para determinar el cumplimiento del supuesto estadístico de normalidad para el análisis factorial, se empleó la prueba de normalidad de Kolmogorov Smirnov, para evaluar la linealidad se examinaron los diagramas de dispersión de la matriz (18).

Para comprobar el grado de correlación entre los ítems que hacen parte de la escala se pueden usar diversos métodos. Entre los más usados está la prueba de esfericidad del Bartlett que permite afirmar la H_0 (hipótesis nula), que es la no correlación entre las variables. Si existe significancia a un nivel $p < 0,05$, se rechaza la hipótesis nula y se considera suficiente intercorrelación entre las variables de acuerdo a una muestra apta para realizar el AFE (18) y la prueba de KMO (Kaiser-Meyer-Olkin). Esto sugiere una interrelación satisfactoria entre los ítems con valor superior a 0,7 como otro indicador de la correlación entre las variables y evidencia un adecuado tamaño de muestra para el análisis (17,18).

Método de extracción

La opción recomendada para datos que no siguen una distribución normal es el método de ejes principales. En principio se calculó la varianza común (comunalidad), definida como la proporción de varianza de los ítems que es explicada por los factores extraídos (19).

Estas estimaciones de comunalidad pueden encontrarse en un rango de 0 a 1, los factores con más altos valores explican mayor la varianza de un ítem. Un valor de 0 indica que ninguna de las variaciones en un determinado ítem es explicado por los factores extraídos. Un valor de 1 indica que toda la variación en un ítem dado se explica por los factores extraídos (20,16). Ítems con comunalidades de valores $<0,5$ se consideran con explicación insatisfactoria en los factores extraídos.

El cálculo de los autovalores representa la cantidad de varianza de todas las variables que un factor pueda explicar. Al ejecutar el cálculo se esperan valores mayores que 0, si esta condición se cumple (es decir, que todos los autovalores asociados con una correlación de matriz son mayores que 0), se considera una matriz positiva y por lo tanto es factorable (20). Los autovalores a tener en cuenta serán los ≥ 1 y para las cargas de los factores serán $\geq 0,3$, el cual es un valor que indica correlación satisfactoria del ítem con el factor en cuestión; valores de 0,50 se consideran fuertes (21), aunque otros autores proponen que la carga del factor se debe analizar en función de la muestra (22).

Método de rotación de matriz de factores

A los resultados obtenidos se les aplicó el método de rotación Varimax, la cual pertenece a los tipos de rotación ortogonal. Con el fin de observar mejor la solución factorial para la interpretación de los factores, las matrices rotadas evidencian ítems con coeficientes altos en un factor y más bajos en los otros, al rotar la matriz factorial permite mejor visualización de la solución factorial (21).

3. Resultados

Los participantes de este estudio fueron 214 estudiantes de entre 11 y 14 años pertenecientes a los grados sexto, séptimo, octavo y noveno. La distribución porcentual de la edad de los participantes se presentó de la siguiente forma: El 18 % tenían 14 años, el 23,3 % tenía 13 años, el 30,8 % tenía 12 años y el 27,5 % tenía 11 años. Con relación al sexo de los participantes el 40,6 % eran de sexo femenino y el 59,3 % de sexo

masculino. La frecuencia de edades de acuerdo al grado evidenció que en el grado 6° el 78 % tenía 11 años, en 7° el 54,5 % tenía 12 años, en 8° el 44% tenía 13 años y en 9° el 43,6 % tenía 14 años. En lo referente a los grupos que conformaron la muestra se encontró diferencia estadística en la edad y nivel del estrato socioeconómico (*Grupos similares estadísticamente) (tabla 2)

Tabla 2. Características sociodemográficas, según el grado escolar que cursan.

Características de la población	Sexto grado	Séptimo grado	Octavo grado	Noveno grado	Total (%)	Estadístico Chi²	Valor p
Edad	79	70	44	21	214	152,214	0,001
11 años	46 (78%)	13 (22%)	0 (0%)	0 (0%)	59 (100%)		
12 años	23 (34,8%)	36 (54,5%)	7 (10,6%)	0 (0%)	66 (100%)		
13 años	9 (18%)	15 (30%)	22 (44%)	4 (8%)	50 (100%)		
14 años	1 (2,6%)	6 (15,4%)	15 (38,5%)	17 (43,6%)	39 (100%)		
Sexo						2,229	0,526*
Hombre	47 (37%)	39 (30,7%)	30 (23,6%)	11 (8,7%)	127 (100%)		
Mujer	32 (36,8%)	31 (35,6%)	14 (16,1%)	10 (11,5%)	87 (100,0%)		
Etnia						12,230	0,201*
Mestizo	61 (36,1%)	57 (33,7%)	33 (19,5%)	18 (10,7%)	169 (100%)		
Caucásico	3 (16,7%)	7 (38,9%)	5 (27,8%)	3 (16,7%)	18 (100%)		
Afrocolombiano	13 (56,5%)	4 (17,4%)	6 (21,1%)	0 (0,0%)	23 (100%)		
Indígena	2 (50%)	2 (50 %)	0 (0%)	0 (0%)	4 (100,0%)		
Estrato domiciliario						38,099	0,004
Estrato 0	6 (75%)	1 (12,5%)	0 (0%)	1 (12,5%)	8 (100%)		
Estrato 1	41 (40,6%)	26 (25,7%)	23 (22,8%)	11 (10,9%)	101 (100%)		
Estrato 2	10 (21,3%)	20 (42,6%)	13 (27,7%)	4 (8,5%)	47 (100%)		
Estrato 3	12 (30,0%)	17 (42,5%)	6 (15%)	5 (12,5%)	40 (100%)		
Estrato 4	1 (14,3%)	6 (85,7%)	0 (0%)	0 (0%)	7 (100%)		
Estrato 5	1 (50%)	0 (0%)	1 (50%)	0 (0%)	2 (100%)		
Estrato 6	8 (88,9%)	0 (0%)	1 (11,1%)	0 (0%)	9 (100%)		
Última visita al odontólogo						25,658	0,108*
Una semana	14 (48,3%)	12 (41,4%)	1 (3,4%)	2 (6,9%)	29 (100%)		
Un mes	17 (48,6%)	9 (25,7%)	5 (14,3%)	4 (11,4%)	35 (100%)		
Tres meses	16 (48,5%)	10 (30,3%)	5 (15,2%)	2 (6,1%)	33 (100%)		
Seis meses	5 (20%)	12 (48%)	5 (20%)	3 (12%)	25 (100%)		
Un año	15 (31,9%)	12 (25,5%)	14 (29,8%)	6 (16,8%)	47 (100%)		
Más de un año	7 (20,6%)	11 (32,4%)	12 (35,3%)	4 (11,8%)	34 (100%)		
Nunca	5 (45,5%)	4 (36,4%)	2 (18,2%)	0 (0 %)	11 (100%)		

*Grupos estadísticamente similares

Fuente: elaboración propia

Tabla 3. Correlaciones de las propiedades de reproducibilidad (Fiabilidad, consistencia interna, poder discriminante).

Dominio	Número de ítems por dominio	Fiabilidad	Consistencia interna (>0,40)		Poder discriminante (<0,30)	
		Alfa de Cronbach (0,70-0,90)	Punto-Dominio	% Éxito	Punto-Dominio	% Éxito
			Rango Rho		Rango Rho	
Síntomas bucales(SO)	6	0,568	0,42-0,61	100%	0,04-0,63	88,88%
Limitación funcional(LF)	9	0,792	0,41-0,64	100%	0,09-0,39	51,85%
Bienestar emocional(BE)	7	0,810	0,47-0,73	100%	0,12-0,50	38,09%
Bienestar social(BS)	13	0,831	0,34-0,61	92,30%	0,00-0,52	61,53%
Total	35	0,902				

Fuente: elaboración propia

La evaluación de la propiedad de fiabilidad a través del Alfa de Cronbach, obtuvo valores que oscilaron entre los 0,79 y 0,89 para las dimensiones de limitación funcional (LF), bienestar emocional (BE), bienestar social (BS). Mostró una fiabilidad satisfactoria en esas dimensiones (tabla 3). Sin embargo, el Alfa de Cronbach del dominio síntomas bucales (SB) evidenció una baja fiabilidad con un valor de 0,56. Además, el Alfa de Cronbach total presentó un valor de 0,902, lo que puede sugerir redundancia. Los bajos porcentajes de éxito en la propiedad de poder discriminante indican la posibilidad de que algunos ítems de las dimensiones LF, BE y BS, están midiendo el constructo en otras dimensiones a las que no pertenecen. Por dichas razones se opta por aplicar AFE con el fin de revisar la estructura factorial de la escala.

Se empleó la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov que mostró un valor de 0.332 ($p=0,0001$), lo que admite el rechazo de la H_0 demostrando que los datos no poseen una distribución normal y determina la elección del método de extracción de ejes principales bajo la recomendación clásica para datos que no cumplen el supuesto de normalidad. Se aplicó la prueba de KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) la cual mostró un resultado de 0,832 ($p=0,0001$) pertinencia de los datos para el AFE. La prueba de esfericidad de Bartlett mostró un valor de 2904,538 ($p=0,001$). Lo anterior sugiere una correlación entre los ítems diferente de 0 en relación a la muestra.

Al emplear el método de extracción de ejes principales, la mayor proporción de la varianza de los ítems es explicada por el factor 1 con un autovalor de 8,94 explicando el 25,549 % de la varianza total y en el cual agregó los ítems: BEDiferente, BESimpatía, BEPreocupación, BEVergüenza y BSPreguntas. Por otra, parte el factor

2 explica el 6.6 % de varianza total, constituyendo una varianza total acumulada de 37,37 % e incluyendo los ítems: LFMorder, LFComida favorita, LFDormir, LFApertura, LFCaliente o frío. Los factores restantes presentaron algunas diferencias entre ellos explicando la varianza restante reuniendo entre 5 y 3 ítems (tabla 4). A este nivel de análisis esta exploración explica el 66,22 % de la varianza acumulada con un total de 11 factores extraídos. Por otra parte, se hizo exploraciones de otros modelos en busca de acercar la estructura factorial a la dimensionalidad de la escala, sin embargo, lo más favorable que se pudo observar fue un modelo de 5 factores que explicaba el 46,7 % de la varianza total, pero con menor aporte de cargas factoriales satisfactorias. Además, en un modelo de 7 factores se alcanzó una explicación del 50,7 % de la varianza total, en el cual se organizan de forma más equitativa las cargas factoriales de los ítems, sin embargo 29 comunalidades presentaron valores <0.5, por lo que se decide usar como referente el modelo de 11 en función del alcance del 66,22 % de la varianza explicada, la menor cantidad de comunalidades insatisfactorias (<0.5), y menor número de ítems que no aportaron carga factorial a la matriz.

Tabla 4. Modelo de 11 factores, método de extracción: Ejes principales, método de rotación: Varimax.

ÍTEM	FACTORES											COMUNALIDADES
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
BE Diferente	.670											.227
BE Simpatía	.659											.336
BE Preocupación	.638											.483
LF Morder		.716										.171
LF Comida favorita		.637										.296
LF Dormir		.522										.415
LF Apertura		.442								.357		.437
LF Caliente o frío		.426										.449
BE Cobarde			.661									.335
BE Vergüenza	.392		.617									.675
LF Pitillo			.490									.542
BE Triste o enojado			.414									.570
BE Molestia			.401									.648
BS Dificultad tareas				.846								.575
BS Hablar en voz alta				.516								.421
BS Preguntas	.417			.452								.502
BS Falta de atención				.416								.642

(continúa)

(viene)

ÍTEM	FACTORES											COMUNALIDADES
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
BS Reír otros niños					.673							.673
BS No relacionarse					.604							.588
BS Hablar otros niños					.527							.649
BS Apartado					.564							.380
BS Pelea					.484							.631
BS Instrumentos					.374	.393		.372				.420
SB Heridas							.659					.480
SB Sangrado							.435					.855
SB Dolor							.398					.526
SB Mal aliento												.544
BS Actividades lúdicas								.641				.611
BS Burla						.355		.356				.680
LF Atraso comer									.565			.595
SB Empaquetamiento									.359			.566
LF Resp oral												.572
BS Inasistencia escolar										.542		.480
SB Paladar										.398		.373
LF Pronunciación										.383		.557
Autovalor	8.942	2.334	1.805	1.678	1.603	1.379	1.240	1.111	1.054	1.028	1.003	
% of Varianza	25.549	6.668	5.157	4.795	4.580	3.940	3.542	3.175	3.013	2.936	2.867	
Varianza acumulada%	25.549	32.217	37.374	42.168	46.749	50.689	54.230	57.406	60.418	63.354	66.221	

Fuente: elaboración propia. Método de extracción de factores: Ejes principales.

Teniendo en cuenta el valor de las comunalidades en el modelo de 11 factores, las variables que no alcanzaron explicación suficiente de la afectación de CVrSO, fueron: dolor, sangrado, heridas, mal aliento, empaquetamiento de alimentos, comida pegada en el paladar" en el dominio de síntomas bucales (SB). Por otra parte, en el dominio de limitación funcional (LF) las variables con explicación insuficiente fueron "respiración oral, atraso al comer, problemas para dormir, problemas para consumir alimentos fríos o calientes". En el dominio de bienestar emocional (BE): "Falta de atención, dificultad para prestar atención en clases". Y por último las variables "Apartado de otros niños, preguntas sobre los dientes, labios, boca y mandíbula" en bienestar social (BS), las cuales obtuvieron comunalidades con valores <0,5 (tabla 4).

En cuanto a los ítems que no aportaron carga a ningún factor, se evidenciaron dos. En el dominio de síntomas bucales (SB): Mal aliento y en limitación funcional (LF): Respiración oral. A pesar de que estos ítems no aportan carga factorial a ningún

factor, poseen comunalidades $>0,5$, además que se consideran como importantes en esta escala. Por tales razones no se considera la eliminación de estos ítems del cuestionario.

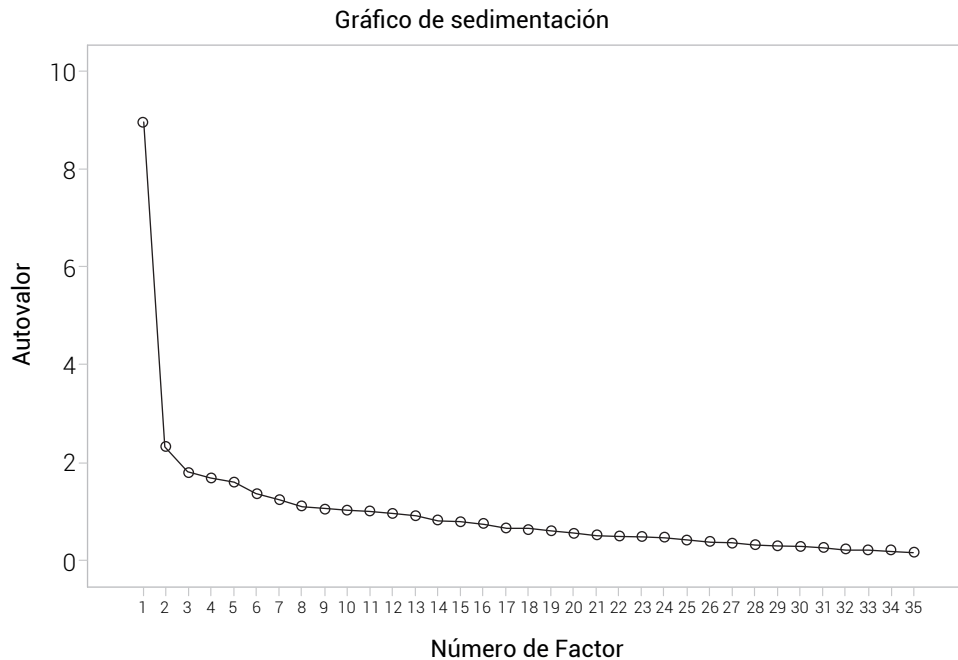


Figura 2. Sedimentación del modelo de 11 factores.

Fuente: elaboración propia

Al examinar la figura anterior de sedimentación se corrobora que el primer factor es el que explica la mayor proporción de la varianza a través de su autovalor.

4. Discusión

En esta investigación se evaluaron las propiedades de reproducibilidad del instrumento CPQ11-14, el cual mide el constructo de calidad de vida relacionada a la salud oral en niños y adolescentes de 11 a 14 años. Se considera evidente la necesidad validar, evaluar o diseñar escalas que puedan medir adecuadamente estos constructos. Como en el de esta investigación, pues la calidad de vida es un concepto influenciado por muchos factores, entre ellos el socioeconómico y cultural. Al ser un territorio multicultural como Colombia y con un porcentaje de más del 50% en los participantes de este estudio de estratos domiciliarios bajos, se observan diferencias estadísticamente significativas entre los grupos con respecto a esa característica de la muestra

al igual que en la variable edad. Lo anterior confiere variabilidad a la muestra pues se tratan de niños y niñas que representan las condiciones socioeconómicas del contexto caribe y que bajo esa lógica se moldea su percepción de la calidad de vida (23).

Al momento de realizar este estudio no se encontraron reportes en la literatura la evaluación de propiedades psicométricas de este instrumento en la costa caribe colombiana, por ende, no se cuenta con estudios para comparar el comportamiento del instrumento en estas poblaciones. En esta investigación, cuya población fue de 214 participantes, se obtuvo un Alfa de Cronbach total de 0,9 por ello se contempló la posibilidad de redundancia de algunos ítems de las dimensiones. No obstante, este valor es consistente con el obtenido por Jokovic y cols en 2002 en el diseño e implementación de este instrumento, el cual fue de 0,91 y se menciona como excelente indicador de fiabilidad del cuestionario (8). Por otra parte, en esta investigación el dominio de síntomas bucales (SB) obtuvo un alfa de Cronbach de 0,568 lo que, contrastado con lo obtenido en el cuestionario original que fue 0,6 son semejantes y de igual forma se menciona su buena fiabilidad. Esta misma tendencia sigue el cuestionario en el artículo de los autores Kumar S y cols en 2016 quienes reportan un alfa de Cronbach total de 0,907 y una fiabilidad de 0,624 para el dominio de síntomas bucales (SB) categorizados también como indicadores de excelente fiabilidad (22). Esta publicación sugiere que algunas afecciones orales y dentales pueden tener mayor impacto que otras en las actividades de la vida diaria de los niños, como por ejemplo las maloclusiones dentales (24), lo cual de algún modo se verá reflejado en las pruebas del instrumento (22). Cabe resaltar que en este estudio la población no se agrupó de acuerdo a las posibles afecciones orales. En otro artículo de David L y cols en el 2007, se aprecia este mismo comportamiento de la fiabilidad global (alfa de Cronbach=0,94) y del dominio síntomas bucales (alfa de Cronbach=0,68) (9).

En otras versiones de este instrumento con diferentes números ítems se puede observar que a medida que disminuían los ítems, el valor global del Alfa de Cronbach descendía, para la versión de 37 ítems: Alfa de Cronbach (0,81-0,99), 35 ítems (=0,9), 16 ítems: (0,81-0,8) y 8 ítems: (0,6-0,7) (10). Campo Arias y cols en 2008 sugieren que esto puede deberse a que este recurso estadístico se ve influenciado por el número de ítems, el número de opciones de respuesta y la proporción de varianza de la escala (16,23).

En relación al AFE, el método de extracción de factores seleccionado en esta investigación fue el método de ejes principales, lo que coincide con lo expuesto por los autores Costello y Osborne en 2005 quienes reportaron que este método aporta excelentes resultados. Además, la elección de dicho método principalmente dependerá de la distribución de datos alcanzados, el método de ejes principales es el recomendado

cuando no se cumple supuesto de normalidad (21). Por otra parte, en los artículos no se hace referencias a las pruebas de normalidad. Lo que limita al lector al no poseer un criterio sólido para discernir si el recurso estadístico empleado para la extracción de factores es el adecuado, esto debido a que de forma bastante extendida se prefiere el análisis de componentes principales, cuando éste no es realmente un método de extracción de factores.

Con fin de mejorar la interpretación de la matriz de factores se empleó el método de rotación Varimax facilitando la interpretación de esta, demostrando una asociación entre variable y el factor (18). La rotación Varimax fue la seleccionada para esta investigación dado que los valores encontrados en la matriz de correlación permiten identificar la interdependencia entre los ítems, lo que sugiere el uso de rotaciones oblicuas. Sin embargo, estas rotaciones no arrojaron modelos desarrollados en tablas y matrices, por esta razón no fueron incluidos en los resultados, por lo cual los autores optaron por la rotación ortogonal. Al obtener modelos con diferentes números de factores se hizo compleja la acción de decidir cuál sería el referente, ya que en los artículos de otros autores que han realizado la validación o evaluación de este instrumento no se reporta que se haya evaluado la estructura factorial de la matriz, por lo que se dificulta la comparación entre este estudio y otras investigaciones de validación de este instrumento con otras poblaciones y así tal vez determinar las causas del comportamiento del mismo. Referente a la adaptación cultural, con la finalidad de hacer el cuestionario más amigable para los niños, algunos cambios fueron incorporados en el cuestionario adaptado. Por ejemplo, algunos niños se declararon confundidos con preguntas como "has respirado por la boca" y "has demorado más que otras personas comiendo", sugiriendo durante la prueba que no fueron correctamente comprendidas por los niños, lo cual puede resultar en la ausencia de carga factorial en la matriz de factores rotados. Por lo que se recomienda emplear una terminología de fácil comprensión para próximas aplicaciones (20).

5. Conclusiones

Este tipo de investigaciones y la creciente inclusión del entorno como factor determinante de la calidad de vida y la salud, fundamentan la recomendación de la OMS del uso de instrumentos de medición estandarizados y para ello demanda este tipo de investigaciones en el medio para comparar con estudios internacionales (25).

Esta versión del instrumento mostró un buen comportamiento en relación a las propiedades psicométricas de reproducibilidad, sin embargo, los bajos porcentajes de poder discriminante sugerían que algunos ítems podrían estar midiendo el constructo

en otro dominio. Además, los ítems que no aportaron cargas a ningún factor sugiere revisar la redacción de las preguntas con el fin de mejorar su comprensión por parte de los niños y adolescentes.

Esta versión del CPQ11-14 demostró una fiabilidad satisfactoria al utilizar el Alfa de Cronbach para evaluar la fiabilidad, aunque se sugiere evaluar la fiabilidad con el Omega de McDonald ya que este recurso está influenciado por las cargas factoriales y como menciona McDonald en 1999 demuestra un mejor nivel de fiabilidad.

Esta versión adaptada del CPQ11-14 presentó buena fiabilidad contrastado con otros estudios de evaluación de propiedades de este instrumento (20, 21, 22, 23), lo que evidencia la conveniencia de implementar su uso en poblaciones similares a los participantes de esta investigación y se considera que la utilidad del instrumento fue favorable dado que presenta redacción amigable de las preguntas en respuesta al contexto sociocultural de la población, mínima preparación a encuestadores y es económico.

Por otra parte, se hace evidente la necesidad de que quienes realicen este tipo de investigaciones expongan detalladamente los procesos de validación y evaluación de propiedades psicométricas, puesto que favorecería el contraste de los resultados obtenidos y mejores interpretaciones del comportamiento de los instrumentos de medición en las diferentes poblaciones. En lo referente al proceso de construcción y validación de escalas de medición en salud, no se tienen lineamientos estandarizados, y continúan existiendo limitantes relacionadas con la ausencia de consenso en algunos grupos académicos sobre los parámetros y criterios. Además de las múltiples alternativas metodológicas para desarrollar estos procesos (2).

Referencias

1. Baiju RM, Peter E, Varghese O, Sivaram N, Remadevi. OHLQ: Current Concepts. *Journal of Clinical and Diagnostic Research*. 11. ZE21-ZE26. 2007. doi: 10.7860/JCDR/2017/25866.10110.
2. Luján-Tangarife, Cardona-Arias. Construcción y validación de escalas de medición en salud: revisión de propiedades psicométricas. *ARCH MED*. 2015; 11(31). doi: 10.3823/1251.
3. Gómez C, Sánchez R. Conceptos básicos sobre validación de escalas. *Rev Colomb Psiquiatr*. 1998; 27:121-30.
4. RM Baiju EP, Varghese N, Remadevi S. Oral Health and Quality of Life: Current Concepts. *J Clin Diagn Res*. doi: 10.7860/JCDR/2017/25866.10110.

5. Parra S, Paola A. Factores que afectan la calidad de vida en los niños. Universidad de la sabana. Chía, Cundinamarca, Colombia; 2012. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/10818/1677>
6. Gilchrist F, Rodd H, Deery C, Marshman Z. Assessment of the quality of measures of child oral health-related quality of life. *BMC Oral Health*; 2014. doi: 10.1186/1472-6831-14-40.
7. International Test Commission. The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests (Second edition); 2017. Recuperado de: www.InTestCom.org
8. Jokovic A, Locker D, Stephens M, Kenny D, Tompson B and Guyatt G. Validity and Reliability of a Questionnaire for Measuring Child Oral-health-related Quality. *JDR*. 2002; 81 (7): 459-63. doi: <https://doi.org/10.1177/154405910208100705>
9. Locker D, Jokovic A, Tompson B, Prakash P. Is the Child Perceptions Questionnaire for 11-14-year olds sensitive to clinical and self-perceived variations in orthodontic status? *CDOE*; 2007, 35: 179-85. doi: 10.1111/j.1600-0528.2006.00324.
10. 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. *HQLO*, 2006. doi: 10.1186/1477-7525-4-4.
11. García AD, Pineda JL, Duque JA, Chaparro D. Validez y confiabilidad de la versión peruana del child perceptions questionnaire en escolares de colegios oficiales de Floridablanca. [Trabajo de pregrado para optar por el título de odontología]. Universidad Santo Tomás. Bucaramanga; 2017.
12. Abanto J, Albites U, Bönecker M, Martins-Paiva S, Castillo JL, Aguilar Gálvez D. (2013). Cross-cultural adaptation and psychometric properties of the child perceptions questionnaire 11-14 (CPQ11-14) for the peruvian spanish language. *Med Oral Patol Oral Cir Bucal*. 18(6): e832-e838. doi: 10.4317 / medoral.18975.
13. McDowell I, Newell C. *Measuring health: A guide to rating scales and questionnaires* (2nd ed.). New York, NY, US: Oxford University Press; 1996.
14. Argimon JM, Jiménez Villa J. *Métodos de investigación clínica y epidemiología*, 4a ed., Elsevier, Barcelona, España; 2013. doi: <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2013.04.002>.
15. Ramada Rodilla J, Serra-Pujadas C, Delclos G. Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: revisión y recomendaciones metodológicas. *Salud Pública de México*. 2013; 55: 57-66. doi: 10.1590/S0036-36342013000100009.

- 20 Evaluación de las propiedades psicométricas de reproducibilidad del Child Perception Questionnaire (CPQ) 11-14
16. Campo-Arias A, Oviedo HC. Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna. *Rev. salud pública*. 2008; 10 (5):831-839. doi: 10.1590/S0124-00642008000500015
 17. Campo Arias A, Herazo E, Celina Oviedo H. Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Rev. Colombiana de Psiquiatría*. 2012; 41(3): 468-708. doi: 10.1016/S0034-7450(14)60036-6
 18. Pérez E, Medrano L. Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*. 2010; 2(1): 58-66. 2. doi: <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v2.n1.15924>
 19. Lloret Segura S, Ferreres Traver A, Hernández Baeza A, Tomás Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*; 2014; 30 (3): 1151-1169. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>.
 20. Marjorie A, Pett NL, Lackey JJ, Sullivan. *Making of sense of factor analysis. The use of factor analysis por instrument development in health care research*. Sage Publications, Inc; 2003.
 21. Anna B, Costello J, Osborne W. *Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis*. *Practical Assessment Research & Evaluation*. 2007; 10(7). DOI: <http://dx.doi.org/10.4135/9781412995627.d8>.
 22. Mavrou I. Análisis factorial exploratorio: Cuestiones conceptuales y metodológicas. *Revista Nebrija de Lingüística Aplicada a la Enseñanza de Lenguas*. 2015; 19, 71–80. doi: <https://doi.org/10.26378/rmlael019283>.
 23. Cardona AD, Agudelo HB. Construcción cultural del concepto calidad de vida. *Revista Facultad Nacional de Salud Pública*. 2005; 23(1):79-90. doi: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=12023108>.
 24. Santhosh K, Jeroen K, Ratilal L, Newell WJ. Psychometric Properties of Translation of the Child Perception Questionnaire (CPQ11-14) in Telugu Speaking Indian Children. *PLoS ONE*. 2016. doi: 10.1371/journal.pone.0149181.
 25. Ventura-León JL, Caycho-Rodríguez T. El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*. 2017; 15(1):625-627. doi: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77349627039>.

26. Bellot-Arcís C, Montiel-Company JM, Almerich-Silla JM. Psychosocial impact of malocclusion in Spanish adolescents. 2013; *Korean J Orthod.* 43: 193–200. doi: <https://doi.org/10.4041/kjod.2013.43.4.193>.
27. Carvajal A, Centeno C, Watson R, Martínez M, Sanz Rubiales Á. ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud? 34(1): 63-72. *Anales Sis San Navarra.* 2019. doi: http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1137_66272011000100007&lng=es.