

---

# VALIDATION OF THE ORAL HEALTH IMPACT PROFILE APPLIED TO PATIENTS WITH PERIODONTAL DISEASE<sup>1</sup>

## VALIDACIÓN DEL PERFIL DE IMPACTO DE SALUD ORAL APLICADO A PACIENTES CON ENFERMEDAD PERIODONTAL<sup>1</sup>

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA<sup>2</sup>, NORMA IDALIA RODRÍGUEZ FRANCO<sup>3</sup>

**ABSTRACT. Introduction:** the metric properties of the Oral Health Impact Profile applied to Periodontal Disease (OHIP-14-PD) have not been properly studied and questions remain about the factor structure of OHIP-14. The objectives of the present study were to analyze the distribution, discriminability, and internal consistency of the items and total score of the OHIP-14-PD, prove their discriminant validity to differentiate between periodontal and gingivitis patients, explore their factor structure, and contrast several factor models proposed for the OHIP-14, determining the internal consistency and the convergent and discriminant validity of its factors. **Methods:** a non-probabilistic sample was gathered including 249 adult dental patients in the city of Monterrey (Mexico). **Results:** the internal consistency of the 14 items was very high (ordinal  $\alpha = 0.928$ ). The distribution of the total score showed asymmetry and positive kurtosis, i.e. concentration in low scores. The central tendency of periodontal patients was significantly higher than that of gingivitis patients. The exploratory factor analysis yielded two models: one with one factor, and one with three factors (physical impact [items 1 to 4 and 7], physical disability [items 5 and 6] and psychosocial impact [items 8 to 14]). The hierarchical factor models proposed for the OHIP-14 showed standardized parameters outside the range of allowable values. **Conclusions:** The OHIP-14-PD has internal consistency and discriminant validity. The one-factor model is the best model. Its adjustment improves by specifying a correlation between the residuals of the two items corresponding to the physical disability factor.

**Key words:** factor analysis, oral health, dental clinics, periodontitis, gingivitis

---

**RESUMEN. Introducción:** las propiedades métricas del Perfil de Impacto de Salud Oral aplicado a la Enfermedad Periodontal (OHIP-14-PD) no se han estudiado y existen dudas sobre la estructura factorial del OHIP-14. El objetivo del presente trabajo consistió en estudiar la distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems y de la puntuación total del OHIP-14-PD, comprobar su validez discriminante para diferenciar entre pacientes con periodontitis y gingivitis; explorar su estructura factorial, y contrastar varios modelos factoriales propuestos para el OHIP-14, determinando la consistencia interna y la validez convergente y discriminante de sus factores. **Métodos:** se recolectó una muestra no probabilística de 249 pacientes odontológicos adultos de la ciudad de Monterrey (México). **Resultados:** la consistencia interna de los 14 ítems fue muy alta ( $\alpha = 0,928$ ). La distribución de la puntuación total mostró asimetría y curtosis positivas, esto es, concentración en puntuaciones bajas. La tendencia central de los pacientes con periodontitis fue significativamente mayor que la de los pacientes con gingivitis. El análisis factorial exploratorio reveló dos modelos: uno de un factor y otro de tres factores (impacto físico [ítems del 1 al 4 y 7], discapacidad física [ítems 5 y 6] e impacto psicosocial [ítems del 8 al 14]). Los modelos de factores jerarquizados propuestos para el OHIP-14 presentaron parámetros estandarizados fuera del rango de valores admisibles. **Conclusiones:** el OHIP-14-PD muestra consistencia interna y validez discriminante. El modelo de un factor constituye el mejor modelo. Su ajuste mejora con la especificación de una correlación entre los residuos de los dos ítems correspondientes al factor de discapacidad física.

**Palabras claves:** análisis factorial, salud bucal, clínicas odontológicas, periodontitis, gingivitis.

Moral de la Rubia J, Rodríguez-Franco NI. Validation of the Oral Health Impact Profile applied to patients with periodontal disease. Rev Fac Odontol Univ Antioq. 2017; 29(1): 148-172. DOI: <http://dx.doi.org/10.17533/udea.rfv.29n1a8>

---

1 This study was funded by the authors. During this project, the second author had a scholarship for doctoral studies, awarded by the National Council of Science and Technology (Mexico)

2 PhD, Psychology Department, Universidad de Alcalá de Henares, Spain. Professor-Researcher, School of Psychology, Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), Mexico. Email: jose\_moral@hotmail.com

3 Master in Dental Sciences with a focus in Periodontology. Professor-Researcher, School of Dentistry, Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). PhD student with a focus in Psychology, School of Psychology, UANL. Email: perio2001@yahoo.com.mx

SUBMITTED: MARCH 7/2017 - ACCEPTED: AUGUST 29/2017

---

1 Este estudio fue financiado por los autores. Durante su realización, la segunda autora contaba con una beca para estudios de doctorado, concedida por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (México)

2 Doctor en Filosofía y Letras, Sección de Psicología, Universidad de Alcalá de Henares, España. Profesor-Investigador, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), México. Correo electrónico: jose\_moral@hotmail.com

3 Magíster en Ciencias Odontológicas con Especialidad en Periodoncia. Profesora-Investigadora, Facultad de Odontología, Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). Estudiante de Doctorado en Filosofía con Orientación en Psicología, Facultad de Psicología, UANL. Correo electrónico: perio2001@yahoo.com.mx

RECIBIDO: MARZO 7/2017 - ACEPTADO: AGOSTO 29/2017

## INTRODUCTION

The biopsychosocial conceptualization of the World Health Organization about impairments, disabilities, and handicaps was applied to oral health by Locker.<sup>1</sup> Based on this model, the 49-item Oral Health Impact Profile was developed (OHIP-49), as well as its shorter version of 14 items (OHIP-14).<sup>2</sup> Both instruments assess the impact of oral disease on quality of life through seven factors: functional limitation, physical pain, physical disability, psychological discomfort, psychological disability, social disability, and handicap.<sup>2</sup> Self-reporting instruments are available to evaluate the presence of periodontal disease in adults and are based on clinical signs and symptoms, but do not take the multidimensional theoretical model of oral health. The OHIP-49 and its shorter version (OHIP-14) are therefore two unique instruments, being the most widely used in clinical situations and research.<sup>3</sup>

Slade<sup>2</sup> validated the seven-factor model proposed for the OHIP-49 and suggested simplifying it using two indicators with more weight on each factor, to define the OHIP-14. The factor structure of this short version has been explored, resulting in < 7 factors. Using exploratory factor analysis in Australian dental patients, Brennan and Spencer<sup>4</sup> found two factors: functional limitation-physical disability (Items 1, 2, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12 and 13) and psychosocial aspects of disability and handicap (Items 3, 4, 11 and 14). Montero et al<sup>5</sup> found three factors in Spanish workers: psychosocial impact (Items 5, 6, 9, 10, 11, 12, 13 and 14), pain/discomfort (Items 3, 4, 7 and 8) and functional limitation (Items 1 and 2). Mello dos Santos et al,<sup>3</sup> in samples of Brazilian postpartum women and older adults of both sexes, proposed that the univariate model is the most appropriate.

In a community sample of 763 Brazilian adolescents, Silveira et al<sup>6</sup> compared a hierarchical model of a higher-order factor and seven lower-order factors with two indicators each, based on the

## INTRODUCCIÓN

La conceptualización biopsicosocial de la Organización Mundial de la Salud sobre las deficiencias, discapacidades y minusvalías fue aplicada a la salud oral por Locker,<sup>1</sup> y con base en este modelo se desarrolló el Perfil de Impacto de Salud Oral de 49 ítems (OHIP-49), así como su versión corta de 14 ítems (OHIP-14).<sup>2</sup> Ambos instrumentos evalúan el impacto de la enfermedad oral sobre la calidad de vida, mediante siete factores: limitación funcional, dolor físico, discapacidad física, malestar psicológico, discapacidad psicológica, discapacidad social y minusvalía.<sup>2</sup> Existen instrumentos de autorreporte que evalúan la presencia de enfermedad periodontal en adultos y que se encuentran basados en signos y síntomas clínicos, pero no retoman el modelo teórico multidimensional de salud oral. Esto hace que el OHIP-49 y su versión corta (OHIP-14) sean dos instrumentos únicos, y los convierte en los más usados a nivel clínico e investigativo.<sup>3</sup>

Slade<sup>2</sup> validó el modelo de siete factores propuesto para el OHIP-49 y sugirió simplificarlo usando los dos indicadores con más peso en cada factor, para definir el OHIP-14. La estructura factorial de esta forma abreviada ha sido explorada, dando como resultado el número de factores menor que siete. Usando análisis factorial exploratorio en pacientes odontológicos australianos, Brennan y Spencer<sup>4</sup> encontraron dos factores: limitación funcional-incapacidad física (Ítems 1, 2, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12 y 13) y aspectos psicosociales de la discapacidad y la minusvalía (Ítems 3, 4, 11 y 14). Montero et al,<sup>5</sup> en trabajadores españoles, hallaron tres factores: impacto psicosocial (Ítems 5, 6, 9, 10, 11, 12, 13 y 14), dolor/malestar (Ítems 3, 4, 7 y 8) y limitación funcional (Ítems 1 y 2). Mello dos Santos et al,<sup>3</sup> en muestras de mujeres púerperas y adultos mayores brasileños de ambos sexos, propusieron que el modelo unifactorial es el más adecuado.

En una muestra comunitaria de 763 adolescentes brasileños, Silveira et al<sup>6</sup> contrastaron un modelo jerarquizado de un factor de orden superior y siete factores de orden inferior, con dos indicadores cada uno, con base

original model proposed by Slade.<sup>2</sup> The model fit by maximum likelihood was acceptable ( $\chi^2/df = 3.973$ , CFI = 0.957, GFI = 0.959 and RMSEA = 0.063); the weights of the higher-order factor on the seven lower-order factors ranged from 0.52 to 0.92, and those of second order on their indicator factors went from 0.56 to 0.88.

In a sample of 1,162 adults treated at the University Dental Clinic of São Paulo, Brazil, Zucoloto, Maroco and Campos<sup>7</sup> estimated the goodness of fit (unigroup analysis) and the invariance (multigroup analysis) of two hierarchical models. They found out that the model with the best properties was the one with three correlated higher-order factors (impact on oral health: physical, psychosocial, and social) plus the seven factors proposed by Slade<sup>2</sup> as lower-order factors. In the total sample, the factor weights of the seven hierarchical factors ranged from 0.54 to 0.84, the average variance obtained went from 0.46 to 0.63, the variance shared among the seven factors went from 0.21 to 0.50, the internal consistency by Cronbach alpha went from 0.62 to 0.77, and the coefficient of reliability from 0.63 to 0.77. They considered that fit was acceptable ( $\chi^2/df = 5.07$ , GFI = 0.97, AGFI = 0.96 and RMSEA = 0.06).

Since the metric properties of the OHIP-14 applied to periodontal disease (OHIP-14-PD) have not been studied, and given the controversy over the factor structure of the OHIP-14, the objectives of this research in adult dental patients were: describe the distribution, test the discriminability, and calculate the internal consistency of the 14 items and the total score of the OHIP-14-PD; verify the discriminant validity of the total score to differentiate between periodontal and gingivitis patients; explore the factor structure of the 14 items, and contrast the factor models proposed by Silveira et al,<sup>6</sup> Zucoloto,<sup>7</sup> Montero et al,<sup>5</sup> Mello dos Santos et al,<sup>3</sup> and the ones derived from the exploratory factor analysis, studying the internal consistency and the convergent and discriminant validity of factors.

en la propuesta original de Slade.<sup>2</sup> El ajuste del modelo por máxima verosimilitud fue aceptable ( $\chi^2/df = 3,973$ , CFI = 0,957, GFI = 0,959 y RMSEA = 0,063); los pesos del factor de orden superior sobre los siete factores de orden inferior variaron de 0,52 a 0,92, y los de los factores de segundo orden sobre sus indicadores pasaron de 0,56 a 0,88.

Zucoloto, Maroco y Campos,<sup>7</sup> en una muestra de 1.162 pacientes adultos atendidos en la clínica dental universitaria de San Pablo, Brasil, estimaron la bondad de ajuste (análisis unigrupo) y la invarianza (análisis multigrupo) de dos modelos jerarquizados. Hallaron que el modelo con mejores propiedades era el que tenía tres factores de orden superior correlacionados (impacto sobre la salud oral: físico, psicosocial y social) y los siete factores propuestos por Slade<sup>2</sup> como factores de orden inferior. En la muestra total, las cargas factoriales de los siete factores jerarquizados variaron de 0,54 a 0,84, la varianza media extraída pasó de 0,46 a 0,63, la varianza compartida entre los siete factores pasó de 0,21 a 0,50, y la consistencia interna por la alfa de Cronbach de 0,62 a 0,77, y por el coeficiente de fiabilidad compuesta de 0,63 a 0,77. Se juzgó que el ajuste era aceptable ( $\chi^2/df = 5,07$ , GFI = 0,97, AGFI = 0,96 y RMSEA = 0,06).

Al no estar estudiadas las propiedades métricas del OHIP-14 aplicada a la enfermedad periodontal (OHIP-14-PD), y dada la polémica sobre la estructura factorial del OHIP-14, los objetivos de esta investigación en pacientes adultos odontológicos fueron: describir la distribución, comprobar la discriminabilidad y calcular la consistencia interna de los 14 ítems y de la puntuación total del OHIP-14-PD; verificar la validez discriminante de la puntuación total para diferenciar entre pacientes con periodontitis y gingivitis; explorar la estructura factorial de los 14 ítems; y contrastar los modelos factoriales propuestos por Silveira et al,<sup>6</sup> Zucoloto et al,<sup>7</sup> Montero et al,<sup>5</sup> Mello dos Santos et al<sup>3</sup> y los derivados del análisis factorial exploratorio, estudiando la consistencia interna y la validez convergente y discriminante de los factores.

## MATERIALS AND METHODS

### Participants

A non-probabilistic sample was collected including 249 dental patients. The inclusion criteria were patients 18 years of age or older who knew how to read and write, lived in Monterrey, and requested periodontal care or prophylactic dental treatment at the Clinic of Periodontics and Preventive Dentistry of the School of Dentistry of Universidad Autónoma de Nuevo León; patients were also required to provide an informed consent. The exclusion criteria were illiterate under age patients with clinical problems of attention and comprehension (schizophrenia, autism, or dementia). The elimination criterion was leaving at least one blank field in the OHIP-14-PD questionnaire.

### Instrument

The Oral Health Impact Profile applied to Periodontal Disease (OHIP-14-PD) was used.<sup>8</sup> This instrument was adapted from the OHIP-14 by Slade,<sup>2</sup> focusing its questions on periodontal disease (see Annex). The OHIP-14 consists of 14 items distributed in seven factors: functional limitation (items 1 and 2), physical pain (items 3 and 4), psychological distress (items 5 and 6), physical disability (items 7 and 8), psychological disability (items 9 and 10), social disability (items 11 and 12), and handicap (items 13 and 14). The responses are given in five ordered categories: 0 = never, 1 = rarely, 2 = occasionally, 3 = often, and 4 = very often. The total score is obtained by adding the 14 items and has a range of 0 to 56.<sup>2</sup>

### Procedure

Data were collected between October 2015 and March 2016. The patients were selected on a first come first serve basis and making sure that they were able to answer questions during dental consultation. They were referred to the periodontal service because they had signs and symptoms of the disease (54.2%), carrying out the prophylactic treatment

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Participantes

Se recolectó una muestra no probabilística incidental de 249 pacientes odontológicos. Los criterios de inclusión fueron: dar el consentimiento informado, tener 18 años de edad o más, saber leer y escribir, residir en Monterrey y solicitar atención periodontal o tratamiento dental profiláctico en la Clínica de Periodoncia y Odontología Preventiva de la Facultad de Odontología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Los criterios de exclusión fueron: ser menor de edad, ser analfabeto y tener problemas clínicos de atención y comprensión (esquizofrenia, autismo o demencia). El criterio de eliminación fue dejar al menos un dato incompleto en el OHIP-14-PD.

### Instrumento

Se utilizó el Perfil de Impacto de Salud Oral aplicado a la Enfermedad Periodontal (OHIP-14-PD).<sup>8</sup> Dicho instrumento se adaptó a partir del OHIP-14 de Slade,<sup>2</sup> enfocando sus preguntas a la enfermedad periodontal (ver Anexo). El OHIP-14 consta de 14 ítems distribuidos en siete factores: limitación funcional (ítems 1 y 2), dolor físico (ítems 3 y 4), malestar psicológico (ítems 5 y 6), discapacidad física (ítems 7 y 8), discapacidad psicológica (ítems 9 y 10), discapacidad social (ítems 11 y 12) y minusvalía (ítems 13 y 14). Las respuestas tienen un formato con cinco categorías ordenadas: 0 = nunca, 1 = casi nunca, 2 = ocasionalmente, 3 = frecuentemente y 4 = muy frecuentemente. La puntuación total se obtiene por la suma directa de los 14 ítems y tiene un rango de 0 a 56.<sup>2</sup>

### Procedimiento

Los datos se recolectaron entre octubre de 2015 y marzo de 2016. Los participantes, elegidos en orden de llegada a una clínica universitaria, respondieron a las preguntas en el momento de la consulta odontológica. Se solicitó la atención periodontal porque padecían signos y síntomas de dicha enfermedad (54,2%) y se llevó a cabo el tratamiento profiláctico

as part of the regular dental consultation (45.8%). The patients were invited to participate in this study, explaining them its details and asking them to sign an informed consent; confidentiality of the information was guaranteed throughout the process. The study was approved by the Bioethics Committee of the Secretary of Health (DEISC-19-01-16-16).

### Data analysis

Discriminability was determined by the central tendency difference between the high-score group and the low-score group of the scale contrasted by the Mann-Whitney  $U$  test. The groups were defined by the first and third quartiles on the scale. Internal consistency was estimated by the correlation of the item with the rest of the scale and by the effect of eliminating the item in the scale's internal consistency. Correlation was calculated by the polyserial correlation coefficient (PCC), and internal consistency by ordinal alpha coefficient (ordinal  $\alpha_{i,i}$ ). An item was considered to have weak consistency if  $PCC_{i,i} < 0.50$  and if its removal increased the internal consistency of the scale (ordinal  $\alpha_{i,i} > \text{ordinal } \alpha_i$ ). Values of  $\alpha \geq 0.70$  are considered acceptable internal consistency, while  $\geq 0.80$  are considered high and  $\geq 0.90$  unitary.<sup>9</sup>

In the exploratory factor analysis (EFA), factors were extracted from the polychoric correlations matrix using the method of weighted least squares (WLS). The factor matrix was rotated by the Promax method. Each item was assigned to the factor where its weight in the structural matrix was the highest and greater than 0.40.<sup>10</sup> To determine the number of factors, six criteria were used: Horn's parallel analysis (95<sup>th</sup> percentile), optimal coordinates, parallel analysis, minimum average of partial correlations (either squared or to the fourth power), acceleration factor, and eigenvalues greater than one or Kaiser's criterion.<sup>11</sup>

For the confirmatory factor analysis (CFA), the discrepancy function was minimized by structure factor least squares (SFLS), which accepts ordinal

como parte de la consulta dental periódica (45,8%). Se invitó a los participantes a formar parte del estudio; para ello, se les explicó en qué consistía, se solicitó la firma del consentimiento informado y se respetó la confidencialidad de la información. El estudio fue aprobado por el Comité de Bioética de la Secretaría de Salud (DEISC-19-01-16-16).

### Análisis de los datos

La discriminabilidad se determinó por la diferencia de tendencia central en el ítem entre el grupo de puntuaciones altas y el grupo de puntuaciones bajas en la escala contrastada por la prueba  $U$  de Mann-Whitney. Los grupos se definieron por los cuartiles primero y tercero en la escala. La consistencia interna se estimó por la correlación del ítem con el resto de la escala y por el efecto de la eliminación del ítem en la consistencia interna de la escala. La correlación se calculó por el coeficiente de correlación poliserial (CPS) y la consistencia interna por el coeficiente alfa ordinal ( $\alpha$  ordinal  $_{i,i}$ ). Se consideró que un ítem presentaba consistencia débil en caso de que  $CPS_{i,i} < 0,50$  y si con su eliminación se incrementaba la consistencia interna de la escala ( $\alpha$  ordinal  $_{i,i} > \alpha$  ordinal  $_i$ ). Con valores de  $\alpha \geq 0,70$  se habla de consistencia interna aceptable,  $\geq 0,80$  alta y  $\geq 0,90$  unitaria.<sup>9</sup>

En el análisis factorial exploratorio (AFE), la extracción de factores se realizó desde la matriz de correlaciones policóricas, usando el método de mínimos cuadrados ponderados (WLS). Se rotó la matriz factorial por el método Promax. Cada ítem se asignó al factor en el que presentó su carga en la matriz estructural más alta y mayor que 0,40.<sup>10</sup> Para determinar el número de factores se contemplaron seis criterios: análisis paralelo de Horn (percentil 95), coordenadas óptimas, media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado o a la cuarta potencia, factor de aceleración y autovalores mayores que uno o criterio de Kaiser.<sup>11</sup>

En el análisis factorial confirmatorio (AFC) se minimizó la función de discrepancia por mínimos cuadrados libres de escala (SFLS), lo cual admite variables

variables<sup>12</sup> and offers better results with polychoric correlation matrices.<sup>11</sup> Standard errors were estimated and their significance was contrasted by bias-corrected percentiles, using parametric resampling with the extraction of 2000 samples. A 95% confidence interval and a 0.05 bilateral significance level were used. The values of correlation ( $r$ ) and standardized measurement weights ( $\lambda$ ) were interpreted as follows:  $< 0.30$  was an effect of small size, between 0.30 and 0.499 was a mid-size effect, between 0.50 and 0.699 was large, between 0.70 and 0.899 was very large and  $\geq 0.90$  was unitary.<sup>13</sup>

Six fit indices were included: relative chi-square ( $\chi^2/\text{gl}$ ), root mean-square displacement (RMSD), goodness of fit index (GFI) and its adjusted form (AGFI), normed fit index (NFI) and relative fit index (RFI) by Bollen's Rho coefficient. The following values were considered as good fit:  $\chi^2/\text{gl} \leq 2$ , SRMS  $\leq 0.08$ , GFI  $\geq 0.95$ , AGFI  $\geq 0.90$ , NFI  $\geq 0.95$  and RFI  $\geq 0.95$ ; and the following as adjusted fit:  $\chi^2/\text{gl} \leq 3$ , SRMS  $< 0.10$ , GFI  $\geq 0.90$ , AGFI  $\geq 0.85$ , NFI  $\geq 0.90$  y RFI  $\geq 0.90$ .<sup>14, 15</sup> The goodness of fit for the two models was considered equivalent when the ratio between the difference of their statistical chi and the difference of their models' degrees of freedom were lower than or equal to 5 ( $\Delta\chi^2/\Delta\text{gl} \leq 5$ ), and the differences in the GFI, NFI and RFI indices were lower than or equal to 0.01.<sup>14</sup> The model's parsimony was estimated by the (PR) index by James, Mulaik and Brett, interpreting PR values as follows:  $\geq 0.75$  high,  $\geq 0.50$  average,  $\geq 0.25$  low, and  $< 0.25$  very low parsimony.<sup>16</sup>

Once the items were assigned to each factor, the average variance extracted (AVE) was calculated by the arithmetic mean of the squares of the structural matrix weights, as well as the composite reliability (CR) by McDonald's omega coefficient ( $\omega$ ), using the structural matrix weights. The combination of an AVE  $> 0.50$  and a CR  $> 0.70$ , or an AVE  $> 0.45$  and a CR  $> 0.80$  was taken as a standard for convergent validity.<sup>9</sup> A factor was

ordinales<sup>12</sup> y ofrece mejores resultados con matrices de correlaciones policóricas.<sup>11</sup> Se estimaron los errores estándar y su significación se contrastó por Percentiles Corregidos de Sesgo, usando remuestreo paramétrico con la extracción de 2000 muestras. Se usó un intervalo de confianza del 95% y un nivel de significación bilateral de 0,05. Los valores de correlación ( $r$ ) y los pesos de medida estandarizados ( $\lambda$ )  $< 0,30$  se interpretaron como efecto de tamaño pequeño, entre 0,30 y 0,499 medio, entre 0,50 y 0,699 grande, entre 0,70 y 0,899 muy grande y  $\geq 0,90$  unitario.<sup>13</sup>

Se contemplaron seis índices de ajuste: chi-cuadrado relativo ( $\chi^2/\text{gl}$ ), residuo estandarizado cuadrático medio (SRMS), índice de bondad de ajuste (GFI) y su modalidad corregida (AGFI), índice normado de ajuste (NFI) e índice relativo de ajuste (RFI) por el coeficiente rho de Bollen. Se estipularon como valores de buen ajuste:  $\chi^2/\text{gl} \leq 2$ , SRMS  $\leq 0,08$ , GFI  $\geq 0,95$ , AGFI  $\geq 0,90$ , NFI  $\geq 0,95$  y RFI  $\geq 0,95$ ; y como valores de ajuste adecuado:  $\chi^2/\text{gl} \leq 3$ , SRMS  $< 0,10$ , GFI  $\geq 0,90$ , AGFI  $\geq 0,85$ , NFI  $\geq 0,90$  y RFI  $\geq 0,90$ .<sup>14, 15</sup> Se consideró que la bondad de ajuste entre dos modelos es equivalente cuando el cociente entre la diferencia de sus estadísticos chi y la diferencia de sus grados de libertad de los modelos es menor o igual a 5 ( $\Delta\chi^2/\Delta\text{gl} \leq 5$ ), y las diferencias en los índices GFI, NFI e RFI son menores o iguales a 0,01.<sup>14</sup> Se estimó la parsimonia del modelo por el índice (PR) de James, Mulaik y Brett. Se interpretaron valores de PR  $\geq 0,75$  como parsimonia alta,  $\geq 0,50$  media,  $\geq 0,25$  baja y  $< 0,25$  muy baja.<sup>16</sup>

Con los ítems asignados a cada factor se calculó la varianza media extraída (VME) por la media aritmética de los cuadrados de las cargas de la matriz estructural, así como la confiabilidad compuesta (CC) por el coeficiente omega de McDonald ( $\omega$ ), usando las cargas de la matriz estructural. La combinación de una VME  $> 0,50$  y una CC  $> 0,70$ , o una VME  $> 0,45$  y una CC  $> 0,80$  se tomó como criterio de validez convergente.<sup>9</sup> Se consideró que un factor

considered to have discriminant validity compared to another when the square of the correlation between two factors (shared variance) was higher than the AVE for each factor and lower than two-thirds ( $AVE < r^2 < 0.66$ ).<sup>9</sup> Discriminant validity was also assessed by means of the heterotrait-monotrait ratio of correlations (HTMT). An HTMT  $< 0.85$  was considered as discriminant validity.<sup>17</sup> The analyses were carried out with SPSS22, menu R2.4 for SPSS22, AMOS16 and Excel 2007.

## RESULTS

### Description of the sample

48.6% of participants were females and 51.4% males. The average age was 39.92 (SD = 15.59), ranging from 18 to 76 years. Education level ranged from primary school (6 years) to graduate studies (at least 18 years) with a median of technical higher education (12 years). Out of the 249 participants, 41.4% were unmarried, 51% married, 2.8% divorced, 2.4% widowed, and 2.4% were cohabiting. Concerning occupation, 25.3% were housewives, 4.8% laborers, 32.1% employees, 5.2% had their own business, 26.5% were students, 1.6% unemployed, and 4.4% retired. In terms of subjective socioeconomic level, 5.2% considered they belong to the low social stratum, 26.5% to the middle-low stratum, 60.6% to the middle-middle, 7.2% to middle-high and 0.4% to the high social stratum, with a median of a middle-middle social stratum.

### Distribution, discriminability and internal consistency

The multivariate distribution of the 14 items did not show adjustment to normality by Mardia's tests (multivariate asymmetry:  $\chi^2 = 110.704$ ,  $P < 0.001$ ; multivariate kurtosis:  $\chi^2 = 169.873$ ,  $P < 0.001$ ). The 14 items showed discriminability ( $Z_U < -6$ ,  $P < 0.001$ ). The internal consistency was high in the 14 items ( $r_{ps(t-i)} > 0.50$  and ordinal  $\alpha_{(t-i)} > \alpha_t = 0.928$ ), except for item 4 ( $r_{ps(t-i)} = 0.444$  y  $\alpha_{(t-i)} = 0.930$ ) (Table 1).

presenta validez discriminante con respecto a otro cuando el cuadrado de la correlación entre dos factores (varianza compartida) es mayor que la VME de cada factor y menor que dos tercios ( $VME < r^2 < 0,66$ ).<sup>9</sup> La validez discriminante también se juzgó desde el criterio del cociente heterorasgo-monorasgo (CHRMR). Se interpretó que un CHRMR  $< 0,85$  refleja validez discriminante.<sup>17</sup> Los análisis se hicieron con SPSS22, menú R2.4 para SPSS22, AMOS16 y Excel 2007.

## RESULTADOS

### Descripción de la muestra

El 48,6% de los participantes fueron mujeres y el 51,4% hombres. La media de edad fue de 39,92 (DE = 15,59) con un rango de 18 a 76 años. La escolaridad varió de primaria (6 años) a posgrado (al menos 18 años) con una mediana de estudios medios superiores técnicos (12 años). De los 249 participantes de población clínica, 41,4% respondieron ser solteros, 51% casados, 2,8% divorciados, 2,4% viudos y 2,4% estar en unión libre. Con respecto a la ocupación laboral, 25,3% dijeron ser amas de casa, 4,8% obreros, 32,1% empleados, 5,2% tener negocio propio, 26,5% estudiantes, 1,6% desempleados y 4,4% jubilados. En cuanto al estrato socioeconómico subjetivo, 5,2% se consideraron de estrato bajo, 26,5% medio-bajo, 60,6% medio-medio, 7,2% medio-alto y 0,4% alto, con una mediana de estrato medio-medio.

### Distribución, discriminabilidad y consistencia interna

La distribución multivariada de los 14 ítems no se ajustó a la normalidad por las pruebas de Mardia (asimetría multivariada:  $\chi^2 = 110,704$ ,  $P < 0,001$ ; curtosis multivariada:  $\chi^2 = 169,873$ ,  $P < 0,001$ ). Los 14 ítems presentaron discriminabilidad ( $Z_U < -6$ ,  $P < 0,001$ ). La consistencia interna fue alta en los 14 ítems ( $r_{ps(t-i)} > 0,50$  y  $\alpha_{(t-i)} > \alpha_t = 0,928$ ), salvo en el ítem 4 ( $r_{ps(t-i)} = 0,444$  y  $\alpha_{(t-i)} = 0,930$ ) (Tabla 1).

**Table 1. Distribution, discriminability, and internal consistency of OHIP-14-PD items**

Item	Distribution (%)					Median	A <sub>10</sub>	PCC	Discriminability	Internal consistency		
	N	AN	O	F	VF					r <sub>PS</sub>	r <sub>PS(t-i)</sub>	α <sub>i</sub>
1	24.9	16.5	30.9	17.7	10.0	2	-0.2	0.05	-8.64***	0.65	0.62	0.925
2	56.2	14.1	18.5	8.4	2.8	0	1	0.07	-7.78***	0.69	0.65	0.922
3	37.4	18.9	32.5	8.4	2.8	1	0	0.07	-8.42***	0.68	0.66	0.923
4	16.5	20.8	40.2	15.7	6.8	2	-1	-0.10	-5.94***	0.50	0.44	0.930
5	20.9	19.7	30.9	20.5	8.0	2	0	0.07	-8.59***	0.63	0.60	0.925
6	18.5	24.1	31.7	16.9	8.8	2	0	0.07	-8.02***	0.64	0.62	0.925
7	32.5	21.3	25.3	13.7	7.2	1	0	0.07	-8.31***	0.63	0.60	0.925
8	41.0	12.0	19.7	20.1	7.2	1	0.3	0.24	-7.24***	0.64	0.60	0.924
9	28.9	16.1	30.5	11.6	12.9	2	-1	-0.01	-9.13***	0.74	0.71	0.921
10	30.5	15.3	23.7	20.5	10.0	2	-0.3	0.11	-9.21***	0.75	0.72	0.921
11	59.8	21.4	10.4	5.6	2.8	0	1	-0.01	-7.76***	0.77	0.77	0.918
12	69.9	13.7	8.8	4.4	3.2	0	1	-0.01	-6.61***	0.73	0.72	0.919
13	72.3	13.7	9.2	2.8	2.0	0	1	-0.01	-6.58***	0.72	0.72	0.919
14	47.8	17.3	18.5	8.8	7.6	1	0	0.07	-7.12***	0.58	0.53	0.927

N = 249. Ordered categories: N “never” = 0, AN = “almost never” 1, O “occasionally” = 2, F “frequently” = 3, VF = “Very frequently” 4. % = percentage. A<sub>10</sub> = Youle-Bowley’s interquartile coefficient of skewness. Discriminability: Z<sub>U</sub> = standardized value of the Mann-Whitney U test, \*\*\* P < 0.001. C<sub>pc</sub> = corrected percentile kurtosis. PCC = polyserial correlation of the item with the scale (sum of items), CPS<sub>(i,t-i)</sub> = polyserial correlation of the item with the residual scale (excluding the item), α<sub>i</sub> = ordinal alpha coefficient excluding the item (ordinal α = 0.928 for the 14 items). Source: by the authors.

**Tabla 1. Distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems del OHIP-14-PD**

Ítem	Distribución (%)					Mediana	A <sub>10</sub>	CPS	Discriminabilidad	Consistencia interna		
	N	CN	O	F	MF					r <sub>PS</sub>	r <sub>PS(t-i)</sub>	α <sub>i</sub>
1	24,9	16,5	30,9	17,7	10,0	2	-0,2	0,05	-8,64***	0,65	0,62	0,925
2	56,2	14,1	18,5	8,4	2,8	0	1	0,07	-7,78***	0,69	0,65	0,922
3	37,4	18,9	32,5	8,4	2,8	1	0	0,07	-8,42***	0,68	0,66	0,923
4	16,5	20,8	40,2	15,7	6,8	2	-1	-0,10	-5,94***	0,50	0,44	0,930
5	20,9	19,7	30,9	20,5	8,0	2	0	0,07	-8,59***	0,63	0,60	0,925
6	18,5	24,1	31,7	16,9	8,8	2	0	0,07	-8,02***	0,64	0,62	0,925
7	32,5	21,3	25,3	13,7	7,2	1	0	0,07	-8,31***	0,63	0,60	0,925
8	41,0	12,0	19,7	20,1	7,2	1	0,3	0,24	-7,24***	0,64	0,60	0,924
9	28,9	16,1	30,5	11,6	12,9	2	-1	-0,01	-9,13***	0,74	0,71	0,921
10	30,5	15,3	23,7	20,5	10,0	2	-0,3	0,11	-9,21***	0,75	0,72	0,921
11	59,8	21,4	10,4	5,6	2,8	0	1	-0,01	-7,76***	0,77	0,77	0,918
12	69,9	13,7	8,8	4,4	3,2	0	1	-0,01	-6,61***	0,73	0,72	0,919
13	72,3	13,7	9,2	2,8	2,0	0	1	-0,01	-6,58***	0,72	0,72	0,919
14	47,8	17,3	18,5	8,8	7,6	1	0	0,07	-7,12***	0,58	0,53	0,927

N = 249. Categorías ordenadas: N “nunca” = 0, CN “casi nunca” = 1, O “ocasionalmente” = 2, F “frecuentemente” = 3, MF “Muy frecuentemente” = 4. % = porcentajes. A<sub>10</sub> = coeficiente de asimetría intercuartílica de Youle-Bowley. Discriminabilidad: Z<sub>U</sub> = valor estandarizado del estadístico U de Mann-Whitney, \*\*\* P < 0,001. C<sub>pc</sub> = curtosis percentílica corregida. CPS = correlación poliserial del ítem con la escala (suma de ítems), CPS<sub>(i,t-i)</sub> = correlación poliserial del ítem con el resto de escala (excluido el ítem), α<sub>i</sub> = coeficiente alfa ordinal excluido el ítem (α ordinal = 0,928 para los 14 ítems). Fuente: elaborada por los autores.



The internal consistency of the 14 items was very high (ordinal  $\alpha = 0.928$ ). The total score distribution of the OHIP-14-PD showed positive asymmetry ( $A_F = 0.861$ , 95% CI: [0.559, 1.163]) and kurtosis ( $C_F = 0.784$ , 95% CI: [0.182, 1.386]), and therefore was not adjusted to a normal distribution ( $Z_{K-S-L} = 0.072$ ,  $P = 0.003$ ). The mean was 18.01 (95% CI: [16.62, 19.40]), with a standard deviation of 11.147 and a median of 17 ( $Q_1 = 9$ ,  $Q_3 = 24$ ).

### Discriminant validity of the OHIP-14-PD

The central tendency of the distribution of OHIP-14-PD total score was significantly higher ( $Z_U = -4.326$ ,  $P < 0.001$ ) among the 149 periodontal patients ( $M = 20.39$ , 95% CI: [18.60, 22.18]);  $Mdn = 19$  [ $Q_1 = 13$ ,  $Q_3 = 26$ ] than among the 100 gingivitis patients ( $M = 14.54$ , 95% CI: [12.49, 16.59]);  $Mdn = 12.5$  [ $Q_1 = 7$ ,  $Q_3 = 20.35$ ]).

### Exploratory factor analysis

The number of factors by Horn's parallel analysis, optimal coordinates, and acceleration factor was 1. By the test of the minimum average of the squared partial correlations and to the fourth power, as well as by Kaiser's criterion, was 3. The removal of one factor explained 49.4% of the total variance. The factor had a very high internal consistency (ordinal  $\alpha = 0.928$ ) and convergent validity ( $AVE = 0.494$  and  $CR = 0.930$ ) (Table 2).

The extraction of three factors explained 63.6% of the total variance. The first factor was finally comprised of seven indicators (items 8, 9, 10, 11, 12, 13 and 14); due to its content, it was called psychosocial impact, had a very high internal consistency (ordinal  $\alpha = 0.921$ ) and showed convergent validity ( $AVE = 0.634$  and  $CR = 0.923$ ). The second factor was finally comprised of two indicators (items 5 and 6). Due to its content, it was called symptoms of bad smell and taste of mouth or physical disability, according to Slade;<sup>2</sup> it had a high internal consistency (ordinal  $\alpha = 0.881$ ) and showed

La consistencia interna de los 14 ítems fue muy alta ( $\alpha$  ordinal = 0,928). La distribución de la puntuación total del OHIP-14-PD mostró asimetría positiva ( $A_F = 0,861$ , IC del 95%: [0,559, 1,163]) y apuntamiento ( $C_F = 0,784$ , IC del 95%: [0,182, 1,386]), por lo que no se ajustó a una distribución normal ( $Z_{K-S-L} = 0,072$ ,  $P = 0,003$ ). La media fue 18,01 (IC del 95%: [16,62, 19,40]), con una desviación estándar de 11,147, y la mediana fue 17 ( $Q_1 = 9$ ,  $Q_3 = 24$ ).

### Validez discriminante del OHIP-14-PD

La tendencia central de la distribución de la puntuación total del OHIP-14-PD fue significativamente más alta ( $Z_U = -4.326$ ,  $P < 0.001$ ) entre los 149 pacientes con periodontitis ( $M = 20.39$ , IC del 95%: [18,60, 22,18];  $Mdn = 19$  [ $Q_1 = 13$ ,  $Q_3 = 26$ ]) que entre los 100 pacientes con gingivitis ( $M = 14.54$ , IC del 95%: [12,49, 16,59];  $Mdn = 12,5$  [ $Q_1 = 7$ ,  $Q_3 = 20,35$ ]).

### Análisis factorial exploratorio

El número de factores por el análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas y el factor de aceleración fue uno. Por la prueba de la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado y elevadas a la cuarta potencia, así como por el criterio de Kaiser, fue tres. Al extraer un factor, se explicó el 49,4% de la varianza total. El factor tuvo una consistencia interna muy alta ( $\alpha$  ordinal = 0,928) y validez convergente ( $VME = 0,494$  y  $CC = 0,930$ ) (Tabla 2).

Al extraer tres factores, se explicó el 63,6% de la varianza total. El primer factor quedó conformado por siete indicadores (ítems 8, 9, 10, 11, 12, 13 y 14); por su contenido se denominó impacto psicosocial, tuvo una consistencia interna muy alta ( $\alpha$  ordinal = 0,921) y mostró validez convergente ( $VME = 0,634$  y  $CC = 0,923$ ). El segundo factor quedó conformado por dos indicadores (ítems 5 y 6). Por su contenido se denominó síntomas de mal olor y sabor de boca o discapacidad física, conforme a Slade;<sup>2</sup> tuvo una consistencia interna alta ( $\alpha$  ordinal = 0,881) y mostró validez convergente ( $VME = 0,790$  y  $CC = 0,881$ ). El tercer factor quedó

convergent validity (AVE = 0.790 and CR = 0.881). The third factor was finally comprised of five indicators (items 1, 2, 3, 4 and 7); due to its content it was called physical impact, had a high internal consistency (ordinal  $\alpha$  = 0.833) and showed convergent validity (AVE = 0.519 and CR = 0.839). The variances shared among the factors ranged from 23.8% to 48.7%, and in all cases were lower than the AVE for each factor, so the factors showed discriminant validity (Table 2).

**Table 2. One-factor matrix and three-factor structural matrices**

Items	F1	3 Factors		
		F1	F2	F3
i1	<b>0.628</b>	0.499	0.452	<b>0.868</b>
i2	<b>0.729</b>	0.685	0.383	<b>0.695</b>
i3	<b>0.697</b>	0.638	0.348	<b>0.754</b>
i4	<b>0.467</b>	0.414	0.324	<b>0.456</b>
i5	<b>0.621</b>	0.528	<b>0.793</b>	0.532
i6	<b>0.628</b>	0.530	<b>0.975</b>	0.526
i7	<b>0.608</b>	0.512	0.369	<b>0.762</b>
i8	<b>0.662</b>	<b>0.716</b>	0.202	0.488
i9	<b>0.760</b>	<b>0.776</b>	0.348	0.589
i10	<b>0.781</b>	<b>0.779</b>	0.450	0.592
i11	<b>0.862</b>	<b>0.891</b>	0.473	0.609
i12	<b>0.844</b>	<b>0.868</b>	0.551	0.563
i13	<b>0.846</b>	<b>0.868</b>	0.485	0.598
i14	<b>0.583</b>	<b>0.644</b>	0.228	0.363
NI	14	7	2	5
AVE	0.494	0.634	0.790	0.519
$\alpha$	0.928	0.921	0.881	0.833*
CR	0.930	0.923	0.881	0.839*

N = 249. Polychoric correlations. Extraction: Weighted least squares. Rotation: Promax. NI = number of factors in boldface, AVE = average variance extracted,  $\alpha$  = ordinal alpha coefficient, and CR = composite reliability by McDonald's omega coefficient. Source: by the authors.

### Confirmatory factor analysis

The one-factor model and the models by Silveira et al,<sup>6</sup> Zucoloto et al,<sup>7</sup> and Montero et al<sup>5</sup> were contrasted, as well as the correlated three-factor model derived from AFE.

configurado por cinco indicadores (ítems 1, 2, 3, 4 y 7); por su contenido se denominó impacto físico, tuvo una consistencia interna alta ( $\alpha$  ordinal = 0,833) y mostró validez convergente (VME = 0,519 y CC = 0,839). Las varianzas compartidas entre los factores variaron de 23,8% a 48,7% y en todos los casos fueron menores que la VME de cada factor, por lo que los factores mostraron validez discriminante (Tabla 2).

**Tabla 2. Matriz de un factor y matrices estructurales de tres factores**

Ítems	F1	3 factores		
		F1	F2	F3
i1	<b>0.628</b>	0,499	0,452	<b>0,868</b>
i2	<b>0.729</b>	0,685	0,383	<b>0,695</b>
i3	<b>0.697</b>	0,638	0,348	<b>0,754</b>
i4	<b>0.467</b>	0,414	0,324	<b>0,456</b>
i5	<b>0.621</b>	0,528	<b>0,793</b>	0,532
i6	<b>0.628</b>	0,530	<b>0,975</b>	0,526
i7	<b>0.608</b>	0,512	0,369	<b>0,762</b>
i8	<b>0.662</b>	<b>0,716</b>	0,202	0,488
i9	<b>0.760</b>	<b>0.776</b>	0,348	0,589
i10	<b>0.781</b>	<b>0.779</b>	0,450	0,592
i11	<b>0.862</b>	<b>0.891</b>	0,473	0,609
i12	<b>0.844</b>	<b>0.868</b>	0,551	0,563
i13	<b>0.846</b>	<b>0.868</b>	0,485	0,598
i14	<b>0.583</b>	<b>0.644</b>	0,228	0,363
NI	14	7	2	5
VME	0.494	0.634	0.790	0.519
$\alpha$	0.928	0.921	0.881	0.833*
CC	0.930	0.923	0.881	0.839*

N = 249. Correlaciones policóricas. Extracción: Mínimos cuadrados ponderados. Rotación: Promax. NI = número de factores destacados en negrilla, VME = varianza media extraída,  $\alpha$  = coeficiente alfa ordinal y CC = confiabilidad compuesta por el coeficiente omega de McDonald. Fuente: elaborada por los autores.

### Análisis factorial confirmatorio

Se contrastaron los modelos de Silveira et al,<sup>6</sup> Zucoloto et al,<sup>7</sup> Montero et al<sup>5</sup> y de un factor, así como el de tres factores correlacionados derivado del AFE.

Following Silveira et al,<sup>6</sup> we specified a hierarchical model of seven factors subordinated to one general model of impact severity. The seven low-order factors were: functional limitation (Items 1 and 2), physical pain (Items 3 and 4), physical disability (Items 5 and 6), psychological distress (Items 7 and 8), psychosocial disability (Items 9 and 10), social disability (Items 11 and 12) and handicap (Items 13 and 14) (Figure 1).

Siguiendo a Silveira et al,<sup>6</sup> se especificó un modelo jerarquizado de siete factores subordinados a uno general de severidad del impacto. Los siete factores de orden inferior fueron: limitación funcional (Ítems 1 y 2), dolor físico (Ítems 3 y 4), discapacidad física (Ítems 5 y 6), malestar psicológico (Ítems 7 y 8), discapacidad psicosocial (Ítems 9 y 10), discapacidad social (Ítems 11 y 12) y minusvalía (Ítems s 13 y 14) (Figura 1).

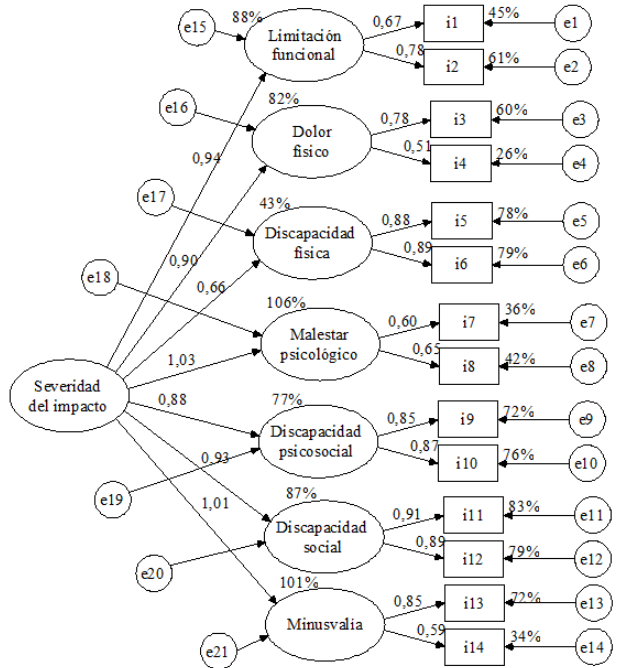
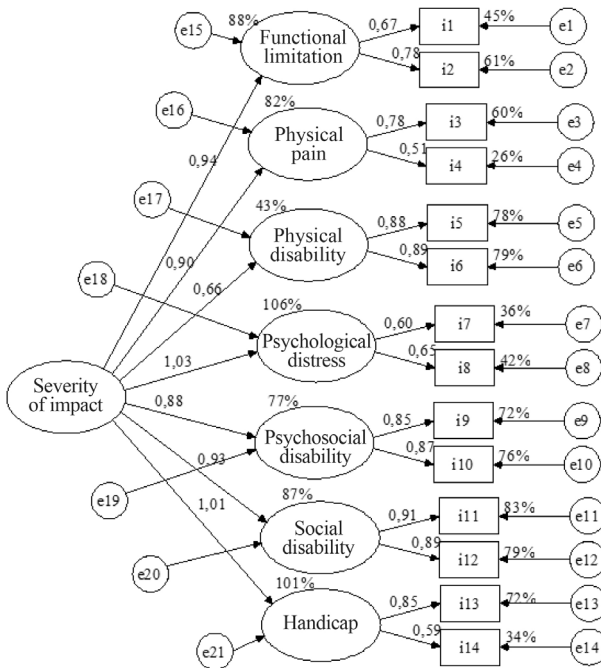


Figure 1. Model by Silveira et al (2014)

Figura 1. Modelo de Silveira et al (2014)

Factors of physical, psychological, and social disability had a high internal consistency (ordinal  $\alpha$  of 0.853 to 0.896). However, the factors of functional limitation (ordinal  $\alpha$  = 0.689), physical pain (ordinal  $\alpha$  = 0.569) and handicap (ordinal  $\alpha$  = 0.663) had a low internal consistency, and the psychological discomfort factor had a very low internal consistency (ordinal  $\alpha$  = 0.563). Six of the 21 relations among the seven factors did not show discriminant validity by the analysis of the heterotrait-homotrait correlations. The parsimony of the model was high (PR = 0.769), but it had a

Los factores de discapacidad física, psicológica y social tuvieron una consistencia interna alta ( $\alpha$  ordinal de 0,853 a 0,896). No obstante, los factores de limitación funcional ( $\alpha$  ordinal = 0,689), dolor físico ( $\alpha$  ordinal = 0,569) y minusvalía ( $\alpha$  ordinal = 0,663) tuvieron una consistencia interna baja, y el de malestar psicológico tuvo una consistencia interna muy baja ( $\alpha$  ordinal = 0,563). En seis de las 21 relaciones entre los siete factores no hubo validez discriminante por el análisis de las correlaciones heterorasgo/homorasgo. La parsimonia del modelo fue alta (PR = 0,769), pero se obtuvo una

non-acceptable solution. The weight of the overall factor on the factors of physical discomfort and handicap was greater than 1 (Figure 1).

Following Zucoloto et al,<sup>7</sup> a hierarchical model of three higher-order correlated factors and seven lower-order factors was specified. The factors of functional limitation, physical pain and physical disability were organized hierarchically to the physical impact factor; the factors of psychological discomfort and psychosocial disability to the psychosocial impact factor; and the factors of social disability and handicap to the social impact factor. The parsimony of the model was high (PR = 0.813), but it had a non-acceptable solution. The correlations among the three higher-order factors ranged from very high ( $> 0.80$ ) to unitary ( $\geq 0.90$ ), showing lack of discriminant validity.

As an alternative model, we specified one of three interrelated factors: physical impact (items 1, 2, 3, 4, 5 and 6), psychosocial impact (items 7, 8, 9 and 10) and social impact (items 11, 12, 13 and 14). The physical impact factor (PI) had a high internal consistency (ordinal  $\alpha = 0.839$ ) and showed convergent validity (AVE=0.465 and CR=0.837), but lacked discriminant validity with respect to the other two factors (AVE = 0.465  $<$   $r^2_{IFyIS} = 0.651$  and  $r^2_{IFyIS} = 0.651$ ). The psychosocial impact factor (PSY) also had high internal consistency (ordinal  $\alpha = 0.830$ ) and convergent validity (AVE = 0.551 and CR = 0.829), but it lacked discriminant validity with respect to the other two factors ( $r^2_{IPyIF} = 0.714$  and  $r^2_{IPyIS} = 0.790$ ). The social impact factor had high internal consistency (ordinal  $\alpha = 0.891$ ), convergent validity (AVE=0.696 and CR=0.899) and discriminant validity with respect to the physical impact factor ( $r^2_{ISyIF} = 0.650$ ), but not with respect to the psychosocial impact ( $r^2_{ISyIP} = 0.790$ ). The heterotrait-homotrait correlations analysis showed that the physical impact factor did not have discriminant validity with respect to the psychological impact (HTMT = 0.851), but it did regarding the social impact (HTMT = 0.804).

solución no admisible. El peso del factor general sobre los factores de malestar físico y minusvalía fueron mayores que uno (Figura 1).

Siguiendo a Zucoloto et al,<sup>7</sup> se especificó un modelo jerarquizado de tres factores de orden superior correlacionados y siete factores de orden inferior. Los factores de limitación funcional, dolor físico y discapacidad física se especificaron jerarquizados al factor de impacto físico; los factores de malestar psicológico y discapacidad psicosocial al factor de impacto psicosocial; y los factores de discapacidad social y minusvalía al factor de impacto social. La parsimonia del modelo fue alta (PR = 0,813), pero presentó una solución no admisible. Las correlaciones entre los tres factores de orden superior variaron de muy altas ( $> 0,80$ ) a unitarias ( $\geq 0,90$ ), evidenciando falta de validez discriminante.

Como modelo alternativo se especificó uno de tres factores correlacionados: impacto físico (ítems 1, 2, 3, 4, 5 y 6), impacto psicosocial (ítems 7, 8, 9 y 10) e impacto social (ítems 11, 12, 13 y 14). El factor de impacto físico (IF) tuvo una consistencia interna alta ( $\alpha$  ordinal = 0,839) y mostró una validez convergente (VME = 0,465 y CC = 0,837), pero careció de validez discriminante con respecto a los otros dos factores (VME = 0,465  $<$   $r^2_{IFyIS} = 0,651$  y  $r^2_{IFyIS} = 0,651$ ). También el factor de impacto psicosocial (IP) tuvo una consistencia interna alta ( $\alpha$  ordinal = 0,830) y validez convergente (VME = 0,551 y CC = 0,829), aunque careció de validez discriminante con respecto a los otros dos factores ( $r^2_{IPyIF} = 0,714$  y  $r^2_{IPyIS} = 0,790$ ). El factor de impacto social tuvo una consistencia interna alta ( $\alpha$  ordinal = 0,891), validez convergente (VME = 0,696 y CC = 0,899) y validez discriminante con respecto al factor de impacto físico ( $r^2_{ISyIF} = 0,650$ ), pero no con respecto al impacto psicosocial ( $r^2_{ISyIP} = 0,790$ ). Al aplicar el análisis de las correlaciones heterorasgo/homorasgo, el factor de impacto físico no mostró validez discriminante con respecto al de impacto psicológico (CHMR = 0,851), pero sí con respecto al de impacto social (CHMR = 0,804).

The psychological and social impact factors had no discriminant validity between each other (HTMT = 0.904). The model fit was good for five indices and acceptable for one (Table 3 and Figure 2).

Los factores de impacto psicológico y social no tuvieron validez discriminante entre sí (CHRM = 0,904). El ajuste del modelo fue bueno por cinco índices y aceptable por uno (Tabla 3 y Figura 2).

Table 3. Indices of fit and parsimony of models with admissible solutions

Tabla 3. Índices de ajuste y parsimonia de los modelos con soluciones admisibles

Índices	Interpretation		Models			
	Good	Adequate	3F_Zuc.	1F	1F_Mod	3F_AFE
$\chi^2$			141.096	179.880	135.003	71.502
<i>gl</i>			74	77	76	74
$\chi^2/gl$	≤ 2	≤ 3	1.907	2.336	1.776	0.966
RMSD	< 0.08	< 0.10	0.074	0.083	0.072	0.052
GFI	≥ 0.95	≥ 0.90	0.981	0.976	0.982	0.990
AGFI	≥ 0.90	≥ 0.85	0.973	0.967	0.975	0.986
NFI	≥ 0.95	≥ 0.90	0.975	0.968	0.976	0.985
RFI	≥ 0.95	≥ 0.90	0.969	0.962	0.971	0.982
PR	≥ 0.75	≥ 0.50	0.813	0.846	0.835	0.813

Índices	Interpretación		Modelos			
	Bueno	Adecuado	3F_Zuc.	1F	1F_Mod	3F_AFE
$\chi^2$			141,096	179,880	135,003	71,502
<i>gl</i>			74	77	76	74
$\chi^2/gl$	≤ 2	≤ 3	1,907	2,336	1,776	0,966
SRMS	< 0,08	< 0,10	0,074	0,083	0,072	0,052
GFI	≥ 0,95	≥ 0,90	0,981	0,976	0,982	0,990
AGFI	≥ 0,90	≥ 0,85	0,973	0,967	0,975	0,986
NFI	≥ 0,95	≥ 0,90	0,975	0,968	0,976	0,985
RFI	≥ 0,95	≥ 0,90	0,969	0,962	0,971	0,982
PR	≥ 0,75	≥ 0,50	0,813	0,846	0,835	0,813

Matrix of polychoric correlations. Method: Weighted least squares. Models: 3F\_Zuc.: psychosocial impact (items 2, 8, 9, 10, 11, 12, 13 and 14), physical impact (items 1, 3, 4 and 7) and physical disability (items 5 and 6). 1F: an overall factor with 14 indicators. 1F\_Mod: one factor with correlation among the remains of items 5 and 6. 3F\_AFE: psychosocial impact (items 8, 9, 10, 11, 12, 13 and 14), physical disability (items 5 and 6) and physical impact (items 1, 2, 3, 4 and 7). Source: by the authors.

Matriz de correlaciones policóricas. Método: mínimos cuadrados libres de escala. Modelos: 3F\_Zuc.: impacto psicossocial (ítems 2, 8, 9, 10, 11, 12, 13 y 14), impacto físico (ítems 1, 3, 4 y 7) y discapacidad física (ítems 5 y 6). 1F: un factor general con 14 indicadores. 1F\_Mod: un factor con correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6. 3F\_AFE: impacto psicossocial (ítems 8, 9, 10, 11, 12, 13 y 14), discapacidad física (ítems 5 y 6) e impacto físico (ítems 1, 2, 3, 4 y 7). Fuente: elaborada por los autores.

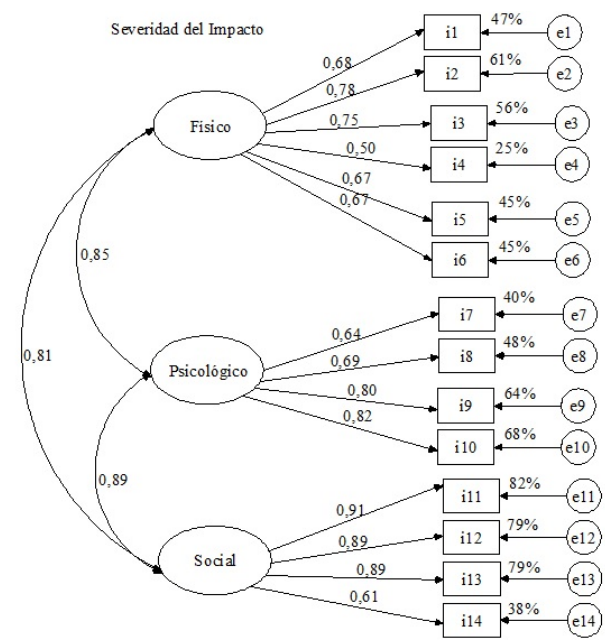
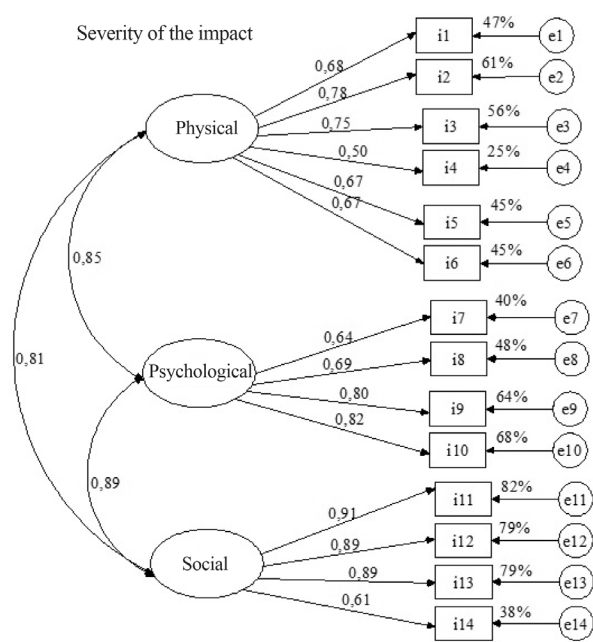


Figure 2. Model re-specified by Zucoloto et al (2014)

Figura 2. Modelo reespecificado de Zucoloto et al (2014)

Following Montero et al,<sup>5</sup> a model of three interrelated factors was specified: psychosocial impact (items 5, 6, 9, 10, 11, 12, 13 and 14), pain/discomfort (items 3, 4, 7 and 8) and functional limitation (items 1 and 2). The internal consistency of the psychosocial impact factor was very high (ordinal  $\alpha = 0.913$ ) and the discomfort/pain factor was acceptable (ordinal  $\alpha = 0.718$ ), but the functional limitation factor was low (ordinal  $\alpha = 0.689$ ). The analysis of heterotrait-homotrait correlations showed that the factors of functional limitation and psychosocial impact had discriminant validity between each other (HTMT = 0.801), but the factor of physical pain/discomfort lacked discriminant validity with respect to functional limitation (HTMT = 0.997) and psychosocial impact (HTMT = 0.930). The parsimony of the model was high (PR = 0.813), but the solution was not admissible. The correlation between the factors of pain/discomfort and functional limitation was finally outside its potential range ( $r = 1.102$ , 95% CI: [1.031, 1.187]).

Based on the results of the AFE, and following Mello dos Santos et al,<sup>3</sup> a model of an overall factor with 14 indicators was specified. The parsimony was high (PR = 0.846) and the solution was acceptable. The factor showed convergent validity (AVE = 0.493 and RC = 0.930). The model fit was good for four indices and adequate for four (Table 3). After reviewing the matrix of residuals, one parameter was freed: the correlation between residual measurement of items 5 and 6, thus improving fit ( $\Delta\chi^2/\Delta df = 44.877$ ,  $\Delta NFI = 0.008$  and  $\Delta RFI = 0.009$ ). In this modified model, the fit was good for all six indices, and parsimony was high (PR = 0.835). In addition, the unique factor showed convergent validity (AVE = 0.490 and CR = 0.929) (Table 3 and Figure 3).

Siguiendo a Montero et al,<sup>5</sup> se especificó un modelo de tres factores correlacionados: impacto psicosocial (ítems 5, 6, 9, 10, 11, 12, 13 y 14), dolor/malestar (ítems 3, 4, 7 y 8) y limitación funcional (ítems 1 y 2). La consistencia interna del factor de impacto psicosocial fue muy alta ( $\alpha$  ordinal = 0,913) y la del factor de malestar/dolor aceptable ( $\alpha$  ordinal = 0,718), pero la del factor de limitación funcional fue baja ( $\alpha$  ordinal = 0,689). Al aplicar el análisis de las correlaciones heterorasgo/homorasgo, los factores de limitación funcional e impacto psicosocial mostraron validez discriminante entre sí (CHRMR = 0,801), pero el factor de dolor/malestar físico careció de validez discriminante con respecto al de limitación funcional (CHRMR = 0,997) y al de impacto psicosocial (CHRMR = 0,930). La parsimonia del modelo fue alta (PR = 0,813), pero la solución no fue admisible. La correlación entre los factores de dolor/malestar y limitación funcional quedó fuera de su rango potencial ( $r = 1,102$ , IC del 95%: [1,031, 1,187]).

Con base en los resultados del AFE, y siguiendo a Mello dos Santos et al,<sup>3</sup> se especificó un modelo de un factor general con 14 indicadores. La parsimonia fue alta (PR = 0,846) y la solución admisible. El factor mostró validez convergente (VME = 0,493 y CC = 0,930). El ajuste del modelo fue bueno por cuatro índices y adecuado por cuatro (Tabla 3). Tras revisar la matriz de residuos, se liberó un parámetro: la correlación entre los residuos de medida de los ítems 5 y 6, con lo que mejoró el ajuste ( $\Delta\chi^2/\Delta df = 44,877$ ,  $\Delta NFI = 0,008$  y  $\Delta RFI = 0,009$ ). En este modelo modificado, el ajuste fue bueno por los seis índices y la parsimonia fue alta (PR = 0,835). Además, el factor único presentó validez convergente (VME = 0,490 y CC = 0,929) (Tabla 3 y Figura 3).

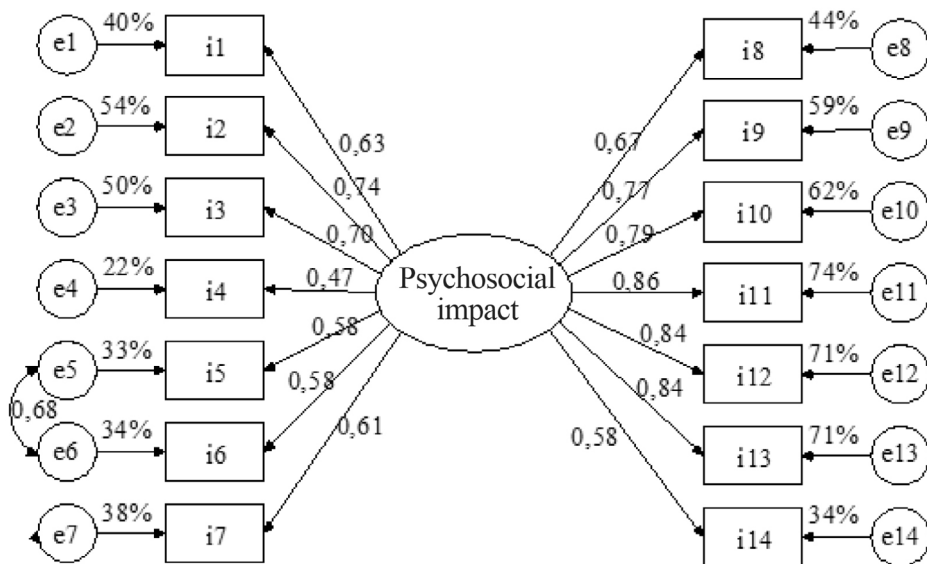


Figure 3. Modified one-factor model

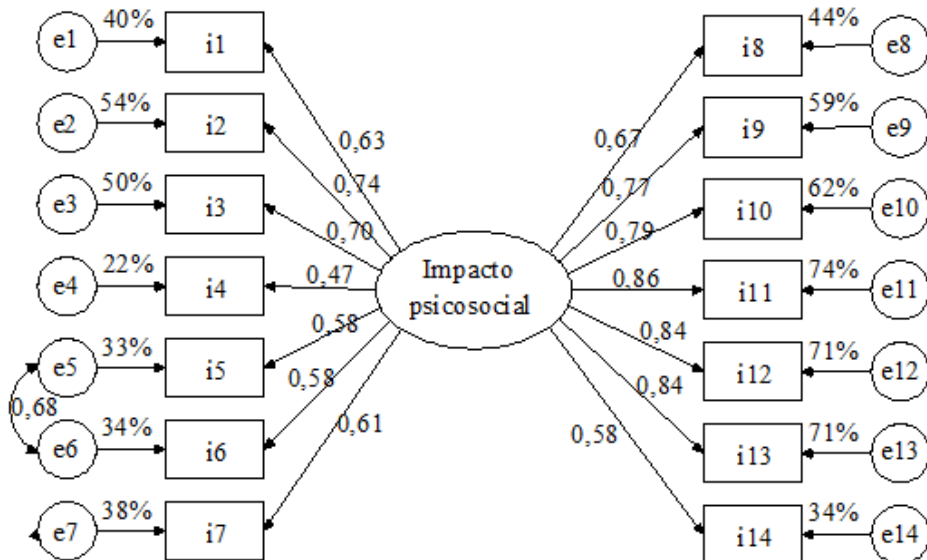


Figura 3. Modelo de un factor modificado

Based on the results from the AFE, a model of three interrelated factors was specified. The parsimony was high ( $PR = 0,813$ ) and the solution was acceptable. The factor of physical impact showed convergent ( $AVE = 0,512$  and  $CR = 0,837$ ) and discriminant validity with respect to physical disability ( $r^2_{IFy DP} = 0,373$ ),

Con base en los resultados de AFE, se especificó un modelo de tres factores correlacionados. La parsimonia fue alta ( $PR = 0,813$ ) y la solución admisible. El factor de impacto físico mostró validez convergente ( $VME = 0,512$  y  $CC = 0,837$ ) y discriminante con respecto al de discapacidad física ( $r^2_{IFy DP} = 0,373$ ),



but not regarding psychosocial impact ( $r^2_{IFyIP} = 0.587$ ). The psychosocial impact factor had convergent (AVE = 0.634 and CR = 0.925) and discriminant validity with respect to the other two factors (AVE = 0.634 >  $r^2_{IPyIF} = 0.587$  and  $r^2_{DFyIP} = 0.373$ ). The physical disability factor also showed convergent (AVE = 0.787 and CR = 0.881) and discriminant validity with respect to the other two (AVE = 0.787 >  $r^2_{DFyIF} = 0.373$  and  $r^2_{DFyIP} = 0.386$ ). The fit was good for all six indices (Table 3 and Figure 4). Heterotrait-homotrait correlations analysis showed that the physical impact factor had discriminant validity with respect to physical disability (HTMT = 0.575) and psychosocial impact (HTMT = 0.698); in addition, the factors of physical disability and psychosocial impact had discriminant validity between each other (HTMT = 0.602).

pero no respecto al de impacto psicosocial ( $r^2_{IFyIP} = 0,587$ ). El factor de impacto psicosocial tuvo validez convergente (VME = 0,634 y CC = 0,925) y discriminante con respecto a los otros dos factores (VME = 0,634 >  $r^2_{IPyIF} = 0,587$  y  $r^2_{DFyIP} = 0,373$ ). El factor de discapacidad física también mostró validez convergente (VME = 0,787 y CC = 0,881) y discriminante con respecto a los otros dos (VME = 0,787 >  $r^2_{DFyIF} = 0,373$  y  $r^2_{DFyIP} = 0,386$ ). El ajuste fue bueno por los seis índices (Tabla 3 y Figura 4). Al aplicar el análisis de las correlaciones heterotrait/homotrait, el factor de impacto físico mostró validez discriminante con respecto al de discapacidad física (CHRMR = 0,575) y al de impacto psicosocial (CHRMR = 0,698); asimismo, los factores de discapacidad física e impacto psicosocial tuvieron validez discriminante entre sí (CHRMR = 0,602).

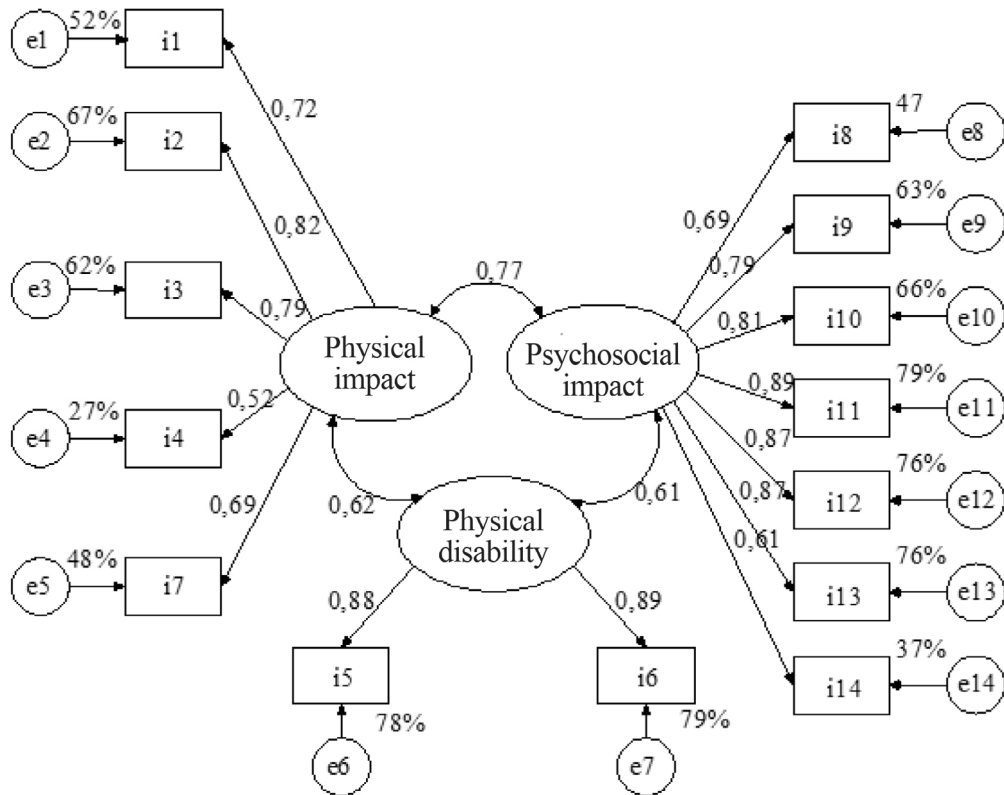


Figure 4. Model of three interrelated factors derived from the AFE



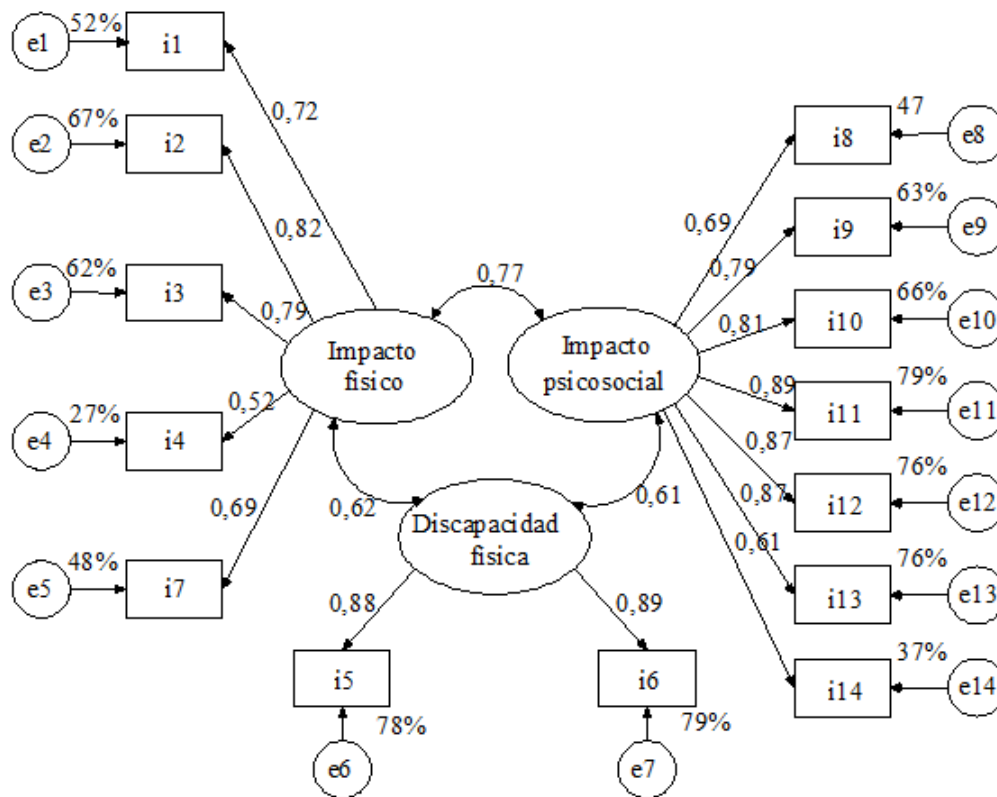


Figura 4. Modelo de tres factores correlacionados derivado del AFE

## DISCUSSION

The main objective of this study was to assess the distribution, discriminability, and internal consistency of the items and total score of the OHIP-14-PD. In this sample of dental patients, the most frequent median among the items was 2, corresponding to “occasionally”, which means that the impact of periodontal problems is occasional. Nearly two thirds of the 14 ordinal items had asymmetry in distribution, and the five items that had symmetrical distributions showed light kurtosis. As a result, they deviated from both the univariate and multivariate normal distribution, as happened in previous studies.<sup>6, 7</sup> According to the expectation in other studies,<sup>7, 18</sup> the 14 items complied with the property of discriminability, and 13 with internal consistency. Item 4, on

## DISCUSIÓN

Se formuló como primer objetivo estudiar la distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems y de la puntuación total del OHIP-14-PD. En esta muestra de pacientes odontológicos, la mediana más frecuente entre los ítems fue 2, que corresponde a una respuesta de “ocasionalmente”, lo cual indica que el impacto de los problemas periodontales es ocasional. En aproximadamente dos tercios de 14 ítems ordinales hubo asimetría en sus distribuciones, y los cinco ítems que tuvieron distribuciones simétricas mostraron apuntamiento ligero. Consecuentemente, se alejaron de la distribución normal tanto a nivel univariado como multivariado, al igual que ocurrió en estudios previos.<sup>6, 7</sup> Conforme a lo esperado por otros estudios,<sup>7, 18</sup> los 14 ítems cumplieron con la propiedad de discriminabilidad, y 13 de ellos con la de consistencia interna. El ítem 4, sobre

sensitivity of teeth to cold and heat, with negative asymmetry and flat distribution, had a weak internal consistency. These data show that this is the least consistent symptom in periodontal pathology, and that it may apply to other situations, such as the presence of caries, enamel wear by improper brushing, teeth whitening or consumption of acid foods.<sup>19</sup> The total scale score did not have a normal distribution either, so it must be interpreted using population percentiles. The mean in the present sample of 249 patients ( $M = 18.01$ , 95% CI: [16.62, 19.40]) was significantly lower than that of a sample of 407 Chilean patients with orofacial pain and temporomandibular disorders ( $M = 20.57$ , 95% CI: [19.52, 21.62]),<sup>20</sup> but was equivalent to that of a non-clinical sample of 763 Brazilian teenagers ( $M = 15.6$ , 95% CI: [10.4, 22.8]).<sup>6</sup> This equivalence, coupled with the most frequent median of the items, indicates that the central tendency of the impact of the oral condition is low.

Regarding the second objective, the OHIP-14-PD showed discriminant validity to differentiate between periodontal and gingivitis patients. The mean of the former ( $M = 20.39$ , 95% CI: [18.60, 22.18]) is equivalent to patients with painful syndromes,<sup>20</sup> and the mean of the latter ( $M = 14.54$ , 95% CI: [12.49, 16.59]) is equivalent to the general population of adolescents,<sup>6</sup> in accordance with the fact that periodontitis produces more disability, handicap, and pain than gingivitis,<sup>21</sup> thus proving the validity of the scale. In addition, it shows that gingivitis diagnosed during routine consultation for prophylactic dental treatment does not affect the patients' quality of life.

The third objective was to explore the factor structure of OHIP-14-PD. The data supported two models. On the one hand, the one-factor model was supported by Horn's parallel analysis, optimal coordinates, and acceleration factor. This had previously been discussed by Mello dos Santos et al<sup>3</sup> and underlies the overall factor of higher-order of Silveira et al's model.<sup>6</sup> This factor had convergent validity

sensibilidad de los dientes al frío y al calor, con asimetría negativa y aplanamiento en su distribución, tuvo una consistencia interna débil. Estos datos revelan que éste es el síntoma menos consistente con la patología periodontal, y que puede corresponder a otras situaciones, como presencia de caries, desgaste del esmalte por cepillado inadecuado, blanqueamiento dental o consumo de alimentos ácidos.<sup>19</sup> La puntuación total de la escala tampoco siguió una distribución normal, por lo que debe ser interpretada usando percentiles poblacionales. La media en la presente muestra de 249 pacientes ( $M = 18,01$ , IC del 95%: [16,62, 19,40]) fue significativamente menor que la de una muestra de 407 pacientes chilenos con dolor orofacial y trastornos temporomandibulares ( $M = 20,57$ , IC del 95%: [19,52, 21,62]),<sup>20</sup> pero fue equivalente a la de una muestra no clínica de 763 adolescentes brasileños ( $M = 15,6$ , IC del 95%: [10,4, 22,8]).<sup>6</sup> Esta equivalencia, aunada a la mediana más frecuente de los ítems, indica que la tendencia central del impacto del padecimiento bucal es baja.

En relación con el segundo objetivo, el OHIP-14-PD mostró validez discriminante al diferenciar entre pacientes con periodontitis y gingivitis. La media de los primeros ( $M = 20,39$ , IC del 95%: [18,60, 22,18]) es equivalente a los pacientes con síndromes dolorosos,<sup>20</sup> y la de los segundos ( $M = 14,54$ , IC del 95%: [12,49, 16,59]) a la de población general de adolescentes,<sup>6</sup> en concordancia con el hecho de que la periodontitis genera mayor discapacidad, minusvalía y dolor que la gingivitis,<sup>21</sup> lo que constituye una evidencia de validez de la escala. Además, revela que la gingivitis diagnosticada durante la consulta rutinaria de un tratamiento dental profiláctico no impacta en la calidad de vida de los pacientes.

Se planteó como tercer objetivo explorar la estructura factorial del OHIP-14-PD. Los datos apoyaron dos modelos. Por una parte, el modelo de un factor fue sustentado por el análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas y el factor de aceleración. Este había sido defendido previamente por Mello dos Santos et al<sup>3</sup> y subyace al factor general de orden superior del modelo de Silveira et al.<sup>6</sup> El factor tuvo validez convergente,

and a very high internal consistency, as in a study in Chilean older adults.<sup>22</sup> It should be noted that the internal consistency values higher than 0.90 are arguments in favor of a univariate model.<sup>23</sup> On the other hand, a three-factor model was supported by the minimum mean of partial correlations both squared and to the fourth power, as well as by Kaiser's criterion. In comparison with the three previous criteria, these have a lower capacity to detect the true number of factors.<sup>11</sup> The trifactorial model yielded a first factor of psychosocial impact with very high internal consistency and convergent and discriminant validity. The second factor of symptoms such as bad odor and mouth taste corresponded to the factor Slade called physical disability.<sup>2</sup> It had high internal consistency, convergent and discriminant validity, but was finally composed of two items, which is an insufficient number of indicators.<sup>10</sup> The third factor was called physical impact because of its content of swelling, bleeding, painful gingiva, and sensitive teeth. It also showed convergent and discriminant validity, and high internal consistency. This solution of three factors differs from that reported by Montero et al<sup>5</sup> and from the three higher-order factors of the hierarchical model by Zucoloto et al.<sup>7</sup> The internal consistency of the third factor improved by removing item 4, which is the weakest in internal consistency within the scale, but the removal of this item did not lead to an improvement in overall factor, and in this factor it reached its highest factorial weight; therefore, the inclusion of item 4 is better validated in the one-factor model.

The fourth objective was to contrast four factorial models previously formulated for the OHIP-14, as well as the derivatives of AFE, in addition to studying the factors' internal consistency and convergent and discriminant validity.

The hierarchical models by Montero et al,<sup>5</sup> Silveira et al<sup>6</sup> Zucoloto et al,<sup>7</sup> and the seven correlated factors model by Slade,<sup>2</sup> which has one or more factors with only two indicators, had unacceptable solutions, in

así como una consistencia interna muy alta, al igual que en un estudio sobre adultos mayores chilenos.<sup>22</sup> Debe señalarse que los valores de consistencia interna mayores que 0,90 son argumentos a favor de un modelo unifactorial.<sup>23</sup> Por otra parte, un modelo de tres factores fue sustentado por la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado y a la cuarta potencia, así como por la regla de Kaiser. En comparación con los tres criterios previos, estos poseen una menor capacidad para detectar el verdadero número de factores.<sup>11</sup> En la solución trifactorial, se obtuvo un primer factor de impacto psicosocial con consistencia interna muy alta, validez convergente y discriminante. El segundo factor de síntomas de mal olor y sabor de boca correspondió al factor denominado por Slade como discapacidad física.<sup>2</sup> Tuvo consistencia interna alta, validez convergente y discriminante, pero quedó configurado por dos ítems, que es un número de indicadores insuficiente.<sup>10</sup> El tercer factor se denominó impacto físico por su contenido de inflamación, sangrado y dolor de encías y dientes sensibles. También mostró validez convergente, discriminante y consistencia interna alta. Esta solución de tres factores difiere de la reportada por Montero et al<sup>5</sup> y de los tres factores de orden superior del modelo jerarquizado de Zucoloto et al.<sup>7</sup> La consistencia interna del tercer factor mejoró con la eliminación del ítem 4, que es el más débil en consistencia interna dentro de la escala, pero la eliminación de este ítem no mejoró la del factor general y en este factor alcanzó su carga factorial más alta, por lo que la inclusión del ítem 4 queda mejor justificada en el modelo de un factor.

Se propuso como cuarto objetivo contrastar cuatro modelos factoriales previamente formulados para el OHIP-14, así como los derivados del AFE, aparte de estudiar la consistencia interna y la validez convergente y discriminante de los factores.

Los modelos jerarquizados de Montero et al,<sup>5</sup> Silveira et al<sup>6</sup> y Zucoloto et al,<sup>7</sup> y el de siete factores correlacionados de Slade,<sup>2</sup> que cuenta con uno o más factores con solo dos indicadores, presentaron soluciones inadmisibles,

addition to problems of internal consistency and convergent validity in some of their factors, as well as problems of discriminant validity among factors, either by the criterion of heterotrait-monotrait correlations or by the Fornell-Larcker criterion ( $AVE_{F_1}$  and  $AVE_{F_2} > r^2_{F_1,F_2}$ ). These problems are repeated using the other five options to estimate the role of discrepancy offered by AMOS. Therefore, these would be disposable models.

In an attempt to find a better specification of the model by Zucoloto et al,<sup>7</sup> one of three correlated factors was defined from the three higher-order factors and by eliminating the seven lower-order factors. This allowed achieving an acceptable, well-fitted solution. However, the problem of lack of discriminant validity among factors, evidenced by the hierarchical model, was once again there, especially among the factors of psychological and social impact. In addition, the physical impact factor showed weaknesses of convergent validity. The problem of discriminant validity was not only supported by the Fornell-Larcker's criterion, but also by the analysis of heterotrait-monotrait correlations, with the emergence of shared variances higher than three quarters. Therefore, it would be a bad model.

The one-factor model with all its independent residuals derived from the AFE is consistent with the one proposed by Mello dos Santos et al<sup>3</sup> in Brazilian population. This model was the one with the most parsimony; its AVE was very close to 50% and its composite reliability was higher than 0.90, so it can be said that it showed convergent validity. The internal consistency of the 14 items was very high and did not improve by removing some of them. Its fit was good for five indices and adequate for two. A correlation between the residuals of items 5 and 6 yielded a good fit for the six indices and kept a parsimony higher than that of the other models. The high correlation among the residuals of items 5 and 6 reveals the underlying factor including the items on bad odor and mouth taste

aparte de problemas de consistencia interna y validez convergente en algunos de sus factores, así como problemas de validez discriminante entre los factores, ya sea por el criterio de las correlaciones heterorasgo-monorasgo o por el de Fornell-Larcker ( $VME_{F_1}$  y  $VME_{F_2} > r^2_{F_1,F_2}$ ). Estos problemas se repiten usando las otras cinco opciones para estimar la función de discrepancia que ofrece AMOS. Por tanto, serían modelos descartables.

En el intento de hallar una mejor especificación del modelo de Zucoloto et al,<sup>7</sup> se definió uno de tres factores correlacionados a partir de los tres factores de orden superior y suprimiendo los siete factores de orden inferior. De este modo se logró una solución admisible y con buen ajuste. No obstante, el problema de falta de validez discriminante entre los factores, evidenciado por el modelo jerarquizado, volvió a estar presente, especialmente entre los factores de impacto psicológico y social. Además, el factor de impacto físico mostró debilidades de validez convergente. El problema de validez discriminante no sólo fue sustentado por el criterio de Fornell-Larcker, sino también por el análisis de las correlaciones heterorasgo-monorasgo, apareciendo varianzas compartidas mayores a tres cuartos. Por tanto, sería un mal modelo.

El modelo de un factor con todos sus residuos independientes derivado del AFE concuerda con el propuesto por Mello dos Santos et al<sup>3</sup> en población brasileña. Este modelo fue el más parsimonioso, presentó una VME muy próxima al 50% y su confiabilidad compuesta fue mayor que 0,90, por lo que se puede considerar que mostró validez convergente. La consistencia interna de los 14 ítems fue muy alta y no mejoró con la eliminación de ninguno de ellos. Su ajuste fue bueno por cinco índices y adecuado por dos. Al especificar una correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6, se logró un buen ajuste por los seis índices y se conservó una parsimonia superior a los otros modelos. La correlación alta entre los residuos de ítems 5 y 6 revela el factor subyacente constituido por los ítems sobre mal olor y sabor de boca que emerge

emerging from the trifactorial solution. This factor already appeared in the initial model of the scale,<sup>2</sup> in a study with a sample in an Australian community, which was later taken again and validated by Silveira et al (using a sample from a community of Brazilian adolescents)<sup>6</sup> and Zucoloto et al,<sup>7</sup> (using a dental clinic sample of Brazilian young adults). Therefore, it seems to be that these symptoms are perceived as a specific and distinctive problem by survey respondents in different countries, and need to be highlighted specifically within the one-factor model among Mexican dental patients.

Although the trifactorial model derived from the AFE had convergent and discriminant validity, high parsimony, and good fit, the physical disability factor had an insufficient number of indicators, which is a critical limitation. It is important to point out that the functional limitation factor, which stands out in the study by Montero et al,<sup>5</sup> had a low internal consistency in the present study and was not configured in isolation, showing that including factors with limited indicators is difficult to replicate and can produce solutions that are not admissible in other populations. Hence, it may be more practical to define the relationship between items 5 and 6 as a possible modification to the one-factor model than as an isolated factor.

A limitation of the present study is the use of non-probabilistic sampling, so the results cannot be generalized as parametric estimates. The results are useful to clarify the factor structure and the internal consistency of the OHIP-14-PD factors. As strengths of this study, the use of a large sample should be noted (more than seven participants per parameter to estimate the models) and analysis techniques suitable to the ordinal nature of the variables.

In conclusion, the items had properties of discriminability and internal consistency, although item 4 showed weakness in this last property, and therefore its inclusion is better validated in the one-

en la solución trifactorial. Este factor ya aparecía en el modelo inicial de la escala,<sup>2</sup> en un estudio realizado con una muestra comunitaria australiana, el cual fue posteriormente retomado y validado por Silveira et al<sup>6</sup> y Zucoloto et al,<sup>7</sup> usando una muestra comunitaria de adolescentes brasileños el primero y una muestra clínica odontológica de adultos jóvenes brasileños el segundo. Por tanto, parece que estos síntomas son percibidos como un problema específico y distintivo por los encuestados en distintos países, y requieren ser destacados de forma específica dentro del modelo de un factor entre los pacientes odontológicos mexicanos.

Aunque el modelo trifactorial derivado del AFE tuvo validez convergente y discriminante, parsimonia alta y buen ajuste, el factor de discapacidad física contó con un número insuficiente de indicadores, lo que constituye una limitante crítica. Es importante señalar que el factor de limitación funcional, que destacó en el estudio de Montero et al,<sup>5</sup> en el presente estudio tuvo una consistencia interna baja y no se configuró de forma aislada, lo que demuestra que contemplar factores con indicadores tan limitados es difícil de replicar y puede generar soluciones no admisibles en otras poblaciones. De ahí que puede ser más factible definir la relación entre los ítems 5 y 6 como una posible modificación al modelo de un factor que como un factor aislado.

Como limitación del presente estudio se tiene el uso de un muestreo no probabilístico, por lo que los resultados no se pueden generalizar como estimaciones paramétricas. La utilidad de los resultados obtenidos consiste en dilucidar la estructura factorial y la consistencia interna de los factores del OHIP-14-PD. Como fortalezas, cabe destacar el uso de una muestra grande (más de siete participantes por parámetro a estimar en los modelos) y técnicas de análisis adecuadas a la naturaleza ordinal de las variables.

En conclusión, los ítems tuvieron propiedades de discriminabilidad y consistencia interna, aunque el ítem 4 mostró debilidad en esta última propiedad, por lo que su inclusión queda mejor justificada en el modelo de un

factor model. The internal consistency of the 14 items was very high, and the distribution of the scale had positive skewness and kurtosis, not complying with a normal distribution. The scale had discriminant validity to differentiate periodontitis and gingivitis patients. The hierarchical models by Montero et al,<sup>5</sup> Silveira et al<sup>6</sup> and Zucoloto et al<sup>7</sup> are discarded by inadmissible solutions in the sample. Even the model by Zucoloto et al,<sup>7</sup> re-specified as one of three interrelated factors, is dismissed by a problem of discriminant validity between the three factors. The three-factor model derived from the AFE presented good properties and is supported by Velicer's analysis and Kaiser's criterion, with the disadvantage that the physical disability factor has two indicators that are an insufficient number to define the model to measure a factor. The one-factor model was supported by the stronger criteria for determining the number of factors, had the highest parsimony and internal consistency and showed convergent validity. In conducting a correlation between two measure residuals (items 5 and 6), it turned out to be the one with the most parsimony and perfect fit. With this interpretable correction, the physical disability factor is more appropriately handled, as it stands as a correlation between two measure residuals. The univariate model is therefore considered the most appropriate model.

The use of the OHIP-14-PD is recommended as a one-dimensional measure, suggesting its interpretation by percentile scores due to the lack of normality in its distribution. It is also suggested to replicate this study with probabilistic samples in Mexico and other countries, studying its concurrent validity in relation to oral hygiene habits and socio-demographic variables, contrasting its cross validity between a dental clinical sample and a general population sample including people who have never had periodontal problems, setting a breakpoint between these two populations.

factor. La consistencia interna de los 14 ítems fue muy alta, y la distribución de la escala presentó asimetría positiva y curtosis, no siguiendo una distribución normal. La escala contó con validez discriminante al diferenciar a pacientes con periodontitis y gingivitis. Los modelos jerarquizados de Montero et al,<sup>5</sup> Silveira et al<sup>6</sup> y Zucoloto et al<sup>7</sup> se descartan por soluciones inadmisibles en la muestra. Incluso el de Zucoloto et al,<sup>7</sup> reespecificado como uno de tres factores correlacionados, se desestima por un problema de validez discriminante entre los tres factores. El modelo de tres factores derivado del AFE presentó buenas propiedades y se sustentó por el análisis de Velicer y el criterio de Kaiser, pero como debilidad se tiene el hecho de que el factor de discapacidad física cuenta con dos indicadores que constituyen un número insuficiente para definir el modelo de medida de un factor. El modelo de un factor fue sustentado por los criterios más sólidos para determinar el número de factores, presentó la parsimonia y consistencia interna más altas y tuvo validez convergente. Al contemplarse con una correlación entre dos residuos de medida (de los ítems 5 y 6), resultó ser el más parsimonioso y su ajuste fue perfecto. Con esta corrección interpretable, se maneja de una forma más adecuada el factor de discapacidad física, al quedar como una correlación entre dos residuos de medida. Por tanto, se considera que el modelo unifactorial es el más adecuado.

Se recomienda el uso de la OHIP-14-PD como una medida unidimensional y se defiende que sea interpretada usando puntuaciones de percentil por la falta de normalidad en su distribución. Se sugiere replicar la investigación con muestras probabilísticas en México y otros países, estudiar su validez concurrente en relación con hábitos de higiene bucal y variables sociodemográficas, contrastar su validez cruzada entre una muestra clínica odontológica y otra de población general integrada por personas que nunca han padecido problemas periodontales, y establecer un punto de corte entre estas dos poblaciones.

## ACKNOWLEDGMENTS

We wish to express our gratitude to Elsa Adriana Pacheco Juárez, Irma Aurora Rodríguez Franco, Víctor Hugo Dávila Villarreal, Ricardo Rodríguez Franco, and Lilia Solís Rodríguez, who participated in the data collection for this study.

## CONFLICT OF INTEREST

The authors state that they do not have any conflict of interest.

## CORRESPONDING AUTHOR

José Moral de la Rubia  
Facultad de Psicología. Universidad Autónoma de Nuevo León  
Tel: (+52) 8333 82 33 Ext. 423. Fax. (+52) 8333 82 33. Ext. 103  
jose\_moral@hotmail.com  
c/ Dr. Carlos Canseco 110. C.P. 64460. Col. Mitras Centro  
Monterrey, N.L., México

## AGRADECIMIENTOS

Deseamos expresar nuestro agradecimiento a Elsa Adriana Pacheco Juárez, Irma Aurora Rodríguez Franco, Víctor Hugo Dávila Villarreal, Ricardo Rodríguez Franco y Lilia Solís Rodríguez, quienes participaron en la recolección de datos.

## CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declaran que no existe ningún conflicto de intereses.

## CORRESPONDENCIA

José Moral de la Rubia  
Facultad de Psicología. Universidad Autónoma de Nuevo León  
Tel: (+52) 8333 82 33 Ext. 423. Fax. (+52) 8333 82 33. Ext. 103  
jose\_moral@hotmail.com  
c/ Dr. Carlos Canseco 110. C.P. 64460. Col. Mitras Centro  
Monterrey, N.L., México

## ANNEX

### The Oral Health Impact Profile applied to Periodontal Disease (OHIP-14-PD)

Respond each of the following questions selecting the option that corresponds to the frequency it happens:

0 = Never

1 = Almost never

2 = Occasionally

3 = Frequently

4 = Very frequently

QUESTIONS	ANSWERS				
1. Have you noticed your gums are swollen and do not look good?	0	1	2	3	4
2. Have you had difficulty chewing because of mobility and change of position of your teeth?	0	1	2	3	4
3. Have you felt pain in your gums?	0	1	2	3	4
4. Have you had sensitive teeth when chewing due to cold, hot or sweet foods or drinks?	0	1	2	3	4
5. Have you been worried because of bad taste in your mouth?	0	1	2	3	4
6. Have you felt uncomfortable because of bad mouth odor?	0	1	2	3	4
7. Has your oral hygiene been inadequate because of gum bleeding when brushing?	0	1	2	3	4
8. Have you avoided chewing with all your teeth because of any absence of dental pieces or accumulation and/or food residue between the teeth?	0	1	2	3	4
9. Have you felt sad about the health condition of your teeth and gums?	0	1	2	3	4
10. Have you felt embarrassed by the appearance of your teeth and gums?	0	1	2	3	4
11. Have you had difficulty doing any daily activities because of the state of your teeth or your gum disease?	0	1	2	3	4
12. Have you avoided any contact with other people because of the state of your teeth or your gum disease?	0	1	2	3	4
13. Has your general health been affected as a result of your oral health?	0	1	2	3	4
14. Has your financial situation been affected by the state of your oral health?	0	1	2	3	4

## ANEXO

### Perfil de Impacto sobre la Salud Oral aplicado a la Enfermedad Periodontal (OHIP-14-PD)

Responda a cada una de las siguientes preguntas, señalando con un tache la opción que corresponde a la frecuencia con que se sucede:

0 = Nunca

1 = Casi nunca

2 = Ocasionalmente

3 = Frecuentemente

4 = Muy frecuentemente

PREGUNTAS	RESPUESTAS				
1. ¿Ha notado usted que su encía está inflamada y no se ve bien?	0	1	2	3	4
2. ¿Ha tenido usted dificultad para masticar por movilidad y cambio de posición de sus dientes?	0	1	2	3	4
3. ¿Ha sentido usted dolor en la encía?	0	1	2	3	4
4. ¿Han estado sensibles sus dientes al frío, a lo caliente, con los dulces o al masticar?	0	1	2	3	4
5. ¿Se ha sentido usted preocupado por el mal sabor de su boca?	0	1	2	3	4
6. ¿Se ha sentido usted incómodo por el mal olor en su boca?	0	1	2	3	4
7. ¿Ha sido inadecuada su higiene bucal a causa del sangrado de encía durante el cepillado?	0	1	2	3	4
8. ¿Ha evitado masticar con todos sus dientes por ausencia de piezas, por acumulación y/o empaquetamiento de alimento?	0	1	2	3	4
9. ¿Se ha sentido usted triste por el estado de salud de sus dientes y encía?	0	1	2	3	4
10. ¿Ha sentido usted vergüenza por la apariencia de sus dientes y encía?	0	1	2	3	4
11. ¿Se le ha dificultado alguna actividad diaria, a causa del estado de sus dientes y la enfermedad de su encía?	0	1	2	3	4
12. ¿Ha evitado relacionarse con otras personas por el estado de sus dientes y la enfermedad de su encía?	0	1	2	3	4
13. ¿Ha sido afectada su salud general como consecuencia de su salud bucal?	0	1	2	3	4
14. ¿Ha sido afectada su economía por su estado de salud bucal, debido al costo de la atención dental?	0	1	2	3	4



## REFERENCES / REFERENCIAS

1. Locker D. Measuring oral health: a conceptual framework. *Community Dent Health*. 1988; 5(1): 3-18.
2. Slade GD. Derivation and validation of a short-form oral health impact profile. *Community Dent Oral Epidemiol*. 1997; 25(4): 284-290. DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1600-0528.1997.tb00941.x>
3. Mello-dos-Santos C, de-Oliveira BH, Nadanovsky P, Balbinot J, Keller R, Hugo FN. The Oral Health Impact Profile-14: a unidimensional scale? *Cad Saúde Pública*. 2013; 29(4): 749-757. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-311X2013000400012>
4. Brennan DS, Spencer AJ. Dimensions of oral health related quality of life measured by EQ-5D+ and OHIP-14. *Health Qual Life Outcomes*. 2004; 2: 35. DOI: <https://doi.org/10.1186/1477-7525-2-35>
5. 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; 8: 24. DOI: <http://dx.doi.org/10.1186/1477-7525-8-24>
6. Silveira, MF, Marôco JP, Freire RS, Martins AM, Marcopito LF. Impact of oral health on physical and psychosocial dimensions: an analysis using structural equation modeling. *Cad Saúde Pública*. 2014; 30(6): 1169-1182. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/0102-311X00072013>
7. Zucoloto ML, Maroco J, Campos JADB. Psychometric properties of the Oral Health Impact Profile and new methodological approach. *J Dent Res*. 2014; 93(7): 645-650. DOI: <http://dx.doi.org/10.1177/0022034514533798>
8. Rodríguez NI, Moral J. Adaptation and content validity by expert judgment of the Oral Health Impact Profile applied to Periodontal Disease. *J Oral Res*. 2017; 6(4): 92-96. DOI: [10.17126/joralres.2017.029](https://doi.org/10.17126/joralres.2017.029)
9. Garson GD. *Validity and reliability*. Asheboro: Statistical Associates Publishers; 2016.
10. Lloret S, Ferreres A, Hernández A, Tomás 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>
11. Courtney MGR. Determining the number of factors to retain in EFA: using the SPSS R-Menu v2.0 to make more judicious estimations. *Pract Assessment Res Eval*. 2013; 18(8): 1-13.
12. Valdivieso CE. Efecto de los métodos de estimación en las modelaciones de estructuras de covarianzas sobre un modelo estructural de evaluación del servicio de clases. *Comunicaciones en Estadística*. 2013; 6(1): 21-44. DOI: <http://dx.doi.org/10.15332/s2027-3355.2013.0001.02>
13. Harlow LL, Mulaik SA, Steiger JH. *What if there were no significance tests?* New York: Routledge; 2016. DOI: <http://dx.doi.org/10.4324/9781315827353>
14. Byrne BM. *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming*. 3 ed. New York: Routledge; 2016.
15. Perry JL, Nicholls AR, Clough PJ, Crust L. Assessing model fit: Caveats and recommendations for confirmatory factor analysis and exploratory structural equation modeling. *Meas Phys Educ Exerc Sci*. 2015; 19(1): 12-21. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/1091367X.2014.952370>
16. Koubaa Y, Srarfi-Tabbane R, Chaabouni-Jallouli R. On the use of structural equation modeling in marketing image research. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*. 2014; 26(2): 315-338. DOI: <https://doi.org/10.1108/APJML-10-2013-0113>
17. Henseler J, Ringle CM, Sarstedt M. A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *J Acad Mark Sci*. 2015; 43(1): 115-135. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
18. Cohen F, Bessa MA, Souza R, Bovi GM, Valle A, Guedes D. Psychometric properties of the OHIP-14 and prevalence and severity of oral health impacts in a rural riverine population in Amazonas State, Brazil. *Cad Saúde Pública*. 2010; 26(6): 1122-1130. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-311X2010000600006>
19. Taha S, Clarkson BH. *Clinician's guide to the diagnosis and management of tooth sensitivity*. Verlag: Berlin, Springer; 2014.
20. Blanco-Aguilera A, Blanco-Hungria A, Biedma L, Serrano R, González L, Blanco E, Segura R. Application of an oral health-related quality of life questionnaire in primary care patients with orofacial pain and temporomandibular disorders. *Med Oral Patol Oral Cir Bucal*. 2014; 19(2): e127-e135. DOI: <http://dx.doi.org/10.4317/medoral.19061>
21. Eltas A, Uslu MO, Eltas SD. Association of Oral Health-related Quality of Life with periodontal status and treatment needs. *Oral Health Prev Dent*. 2016; 14(4): 339-347. DOI: <http://dx.doi.org/10.3290/j.ohpd.a35613>
22. León S, Bravo-Cavicchioli D, Correa-Beltrán G, Giacaman RA. Validation of the Spanish version of the Oral Health Impact Profile (OHIP-14Sp) in elderly Chileans. *BMC Oral Health*. 2014; 14(95): 1-9. DOI: <https://doi.org/10.1186/1472-6831-14-95>
23. Panayides P. Coefficient alpha: interpret with caution. *Eur J Psychol*. 2013; 9(4): 687-696. DOI: <https://doi.org/10.5964/ejop.v9i4.653>