

Revista Electrónica Nova Scientia

**Validación cruzada del Perfil de Impacto de
Salud Oral aplicado a enfermedad periodontal
Cross-validation of the Oral Health Impact
Profile applied to periodontal disease**

José Moral de la Rubia y Norma Idalia Rodríguez Franco

Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León

México

Norma Idalia Rodríguez Franco. E-mail: perio2001@yahoo.com.mx

© Universidad De La Salle Bajío (México)

Resumen

El Perfil de Impacto de Salud Oral (OHIP-14) es el instrumento más empleado para evaluar la eficacia de tratamientos odontológicos. Con el propósito de dilucidar su estructura factorial y establecer la validez cruzada de la escala aplicada a la enfermedad periodontal (OHIP-14-PD), este estudio tiene como objetivos: 1) explorar la estructura factorial del OHIP-14-PD, y 2) contrastar la invarianza de los modelos propuestos para el OHIP-14 y de los derivados del análisis factorial exploratorio (AFE) entre una muestra de población general y una muestra clínica odontológica. Se aplicó el OHIP-14-PD a 249 pacientes adultos odontológicos y 256 adultos de población general de Monterrey, México. El AFE reveló modelos de uno, dos y tres factores. Los modelos jerarquizados propuestos arrojaron soluciones inadmisibles. Se concluye que el modelo unifactorial tuvo las mejores propiedades, aunque el bifactorial (impacto físico [ítems del 1 al 7] y psicosocial [ítems del 8 al 14]) también resultó válido. Los dos modelos fueron invariantes en pesos de medida, pero no en las varianzas de los factores y residuos. En ambos modelos, el ajuste mejoró con la inclusión de la correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6.

Palabras clave: análisis factorial confirmatorio; validez cruzada; validez convergente; validez discriminante; clínica dental

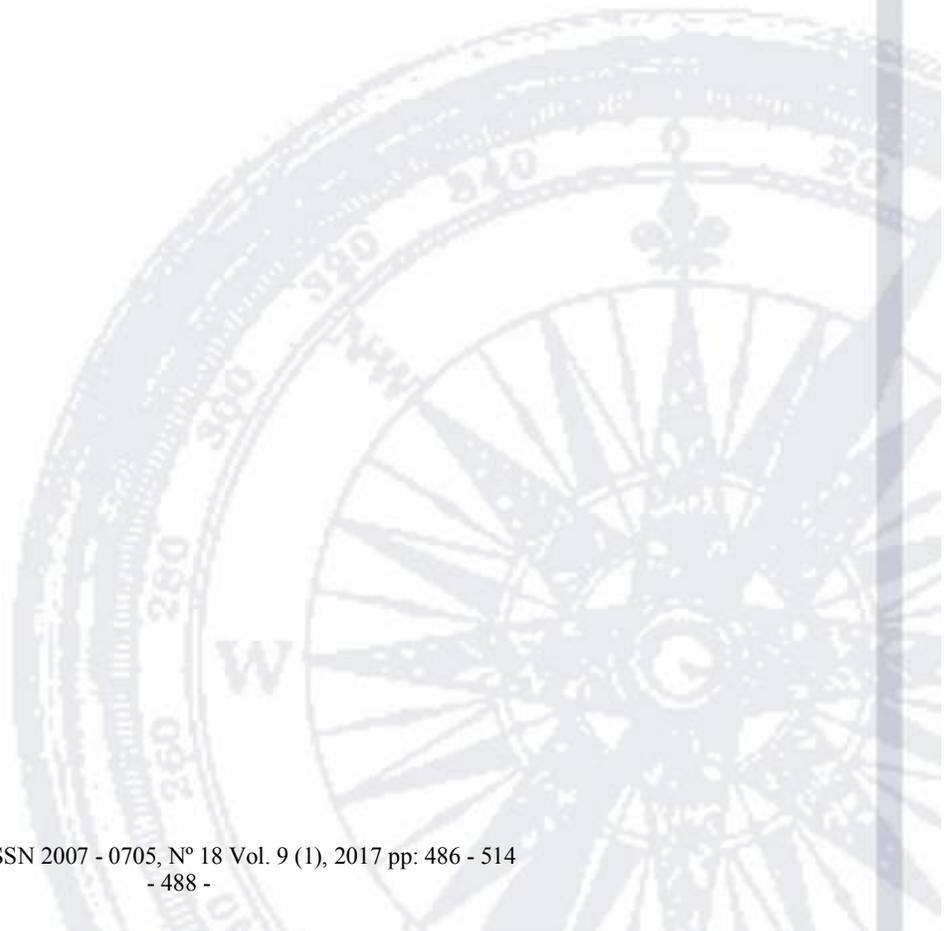
Recepción: 25-01-17

Aceptación: 05-04-17

Abstract

The Oral Health Impact Profile (OHIP-14) is the most commonly used instrument to evaluate the effectiveness of dental treatments. In order to elucidate its factor structure and establish the cross-validity of the scale applied to periodontal disease (OHIP-14-PD), this study aims to: 1) explore the factor structure of the OHIP-14-PD, and 2) contrast invariance of the models proposed for the OHIP-14 and of those derived from exploratory factor analysis (EFA) across a general population sample (GPS) and a dental clinic sample (DCS). The OHIP-14-PD was applied to 249 adult patients seeking dental care and 256 general population adults from Monterrey, Mexico. The EFA revealed one-, two- and three-factor models. The proposed hierarchical models yielded inadmissible solutions. We conclude that the one-factor model had the best properties, but the two-factor model (physical impact [items from 1 to 7] and psychosocial [items from 8 to 14]) also was valid. The two models were invariant at measurement weights, but not at the variances of factors and residuals. In both models, the fit improved with the inclusion of the correlation between the residuals of items 5 and 6.

Key words: confirmatory factor analysis, cross validity, convergent validity, discriminant validity, dental clinic



Introducción

Desde el modelo holístico de deficiencias, discapacidades y minusvalías aplicado a la salud oral definido por la Organización Mundial de la Salud (WHO, 1980, 2001), Locker (1988) desarrolló el Perfil de Impacto de Salud Oral de 49 ítems (OHIP-49) con siete factores: limitación funcional, dolor físico, incapacidad física, malestar psicológico, incapacidad psicológica, incapacidad social y minusvalía.

Slade (1997) para evaluar el impacto de la enfermedad oral sobre la calidad de vida sugirió reducir el OHIP-49 a los dos indicadores con más peso en cada factor. Siguiendo esta propuesta, Silveira, Marôco, Freire, Martins y Marcopito (2014), en Brasil, contrastaron un modelo jerarquizado de un factor de orden superior y siete factores de orden inferior, y obtuvieron un ajuste del modelo aceptable. También en Brasil, Zucoloto, Maroco y Campos (2014) contrastaron este modelo jerarquizado, pero propusieron otro con mejor ajuste, estabilidad y validez cruzada. En este nuevo modelo se definieron tres factores de orden superior correlacionados (impacto físico, psicosocial y social) y los siete factores de orden inferior: limitación funcional, dolor físico y discapacidad física se especificaron anidados a impacto físico; malestar psicológico y discapacidad psicosocial a impacto psicosocial; y discapacidad social y minusvalía a impacto social. En este estudio se dividió la muestra en dos partes iguales para evaluar la estabilidad de los modelos, y se comparó entre personas con o sin prótesis dentales para establecer la validez cruzada.

Espala, Montero, Bravo, Vicente, Galindo, López y Albaladejo (2010) señalaron un mejor ajuste de un modelo de tres factores de correlaciones: 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). En Brasil, Mello dos Santos, Oliveira, Balbinot, Keller y Hugo (2013), defendieron un modelo de un factor frente al modelo de un factor general y siete jerarquizados y al de tres factores de Montero *et al.* (2010). En Australia, Brennan y Spencer (2004) propusieron un modelo de dos factores correlacionados: limitación funcional-incapacidad física (ítems 1, 2, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12 y 13) y aspectos psicosociales de la discapacidad y minusvalía (ítems 3, 4, 11 y 14) con base en un análisis factorial exploratorio (AFE).

En México Rodríguez y Moral (2017) han adaptado el OHIP-14 para evaluar el impacto de la enfermedad periodontal en la salud bucal, generándose el OHIP-14-PD. Moral y Rodríguez (2017a) realizaron un estudio de validación del OHIP-14-PD en pacientes odontológicos con

periodontitis y gingivitis. Señalaron la inadecuación de los modelos jerarquizados, la falta de validez discriminante del modelo de Montero *et al.* (2010) y propusieron un modelo de un factor, cuyo ajuste mejoró al incluir una correlación entre los residuos de los ítems correspondientes al factor de discapacidad física de Slade (1997). Unos resultados semejantes se obtuvieron con el OHIP-14-PD en muestra de población general (Moral y Rodríguez, 2017b).

Con el propósito de dilucidar la estructura factorial del OHIP-14 y establecer la validez cruzada de los modelos factoriales en su aplicación a la enfermedad periodontal, el presente estudio se planteó como objetivos: 1) explorar la estructura factorial del OHIP-14-PD en una muestra total (MT), integrada por adultos de población general y clínica odontológica, calculando la consistencia interna, validez convergente y divergente de los factores; y 2) contrastar la invarianza factorial de los modelos factores propuestos para el OHIP-14 por Silveira *et al.* (2014), Zucoloto *et al.* (2014), Montero *et al.* (2010), Mello dos Santos *et al.* (2013), Moral y Rodríguez (2007a,b) y Brennan y Spencer (2004), así como los derivados del AFE entre una muestra de población general (MPG) y una muestra clínica odontológica (MCO).

Método

Se realizó un estudio de validación con un diseño no experimental de corte transversal.

Participantes

Se recolectaron dos muestras no probabilísticas incidentales. La MPG quedó integrada por 256 participantes y la MCO por 249. Los criterios de inclusión para la MPG fueron dar el consentimiento informado, edad de 18 años o mayor, saber leer y escribir, residir en Monterrey y su área metropolitana, y para la MCO se añadió solicitar atención periodontal o tratamiento dental profiláctico en una clínica universitaria. Los criterios de exclusión fueron ser menor de edad, analfabetismo y problemas de atención y comprensión. El criterio de eliminación fue dejar al menos un dato incompleto en el OHIP-14-PD.

Instrumentos

Perfil de Impacto de Salud Oral aplicado a la enfermedad periodontal (OHIP-14-PD) de Rodríguez y Moral (2017). Fue adaptado a partir del OHIP-14 de Slade (1997) y la traducción de López y Baelum (2006), enfocando las preguntas a la enfermedad periodontal. 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), incapacidad física (ítems 7 y 8), incapacidad psicológica (ítems 9 y 10), incapacidad social (ítems 11 y 12) y minusvalía (ítems 13 y 14). Las preguntas se responden bajo un formato tipo Likert con cinco categorías ordenadas: 0 = nunca, 1 = casi nunca, 2 = ocasionalmente, 3 = frecuentemente y 4 = casi siempre. La puntuación total del OHIP-14-PD se obtiene por la suma directa de los 14 ítems y tiene un rango de 0 a 56 (Slade, 1997). Véase anexo.

Procedimiento

Los participantes de la MPG respondieron el cuestionario en su domicilio particular o lugar de trabajo, fueron elegidos por conveniencia o proximidad. Los participantes de la MCO respondieron al momento de la consulta odontológica, fueron elegidos en orden de llegada a la clínica universitaria a la que acudían por padecer signos y síntomas de la enfermedad periodontal (54.2%) o por tratamiento dental profiláctico (45.8%). Se invitó a los participantes y se les explicó en qué consistía el estudio, 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) y en la elaboración del presente manuscrito se respetó los principios del Singapore Statement on Research Integrity (2010). Los datos se recabaron de octubre de 2015 a marzo de 2016.

Análisis de datos

En el AFE, la extracción de factores se realizó por el método de Mínimos Cuadrados Ponderados. Se rotó la matriz factorial por el método oblicuo Promax. Cada ítem se asignó al factor en el que presentase su carga en la matriz estructural más alta y mayor que .40 (Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás, 2014). Para determinar el número de factores se contemplaron seis criterios, calculados desde la matriz de correlaciones policóricas: análisis paralelo de Horn (percentil 95), coordenadas óptimas, media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado o a la cuarta potencia (criterio de Velicer), factor de aceleración y autovalores mayores que uno (criterio de Kaiser).

Con los ítems asignados a cada factor se calculó la consistencia interna por el coeficiente alfa ordinal, 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, usando las cargas de la matriz estructural. Un coeficiente α ordinal $< .50$ refleja una consistencia interna inaceptable, de $.50$ a $.599$ muy baja, de $.60$ a $.699$ baja, de $.70$ a $.799$ aceptable, de $.80$ a $.899$ alta y $\geq .90$ muy alta. La combinación de una $VME > .50$ y una $CC > .70$ o una $VME > .45$ y $CC > .80$ se tomó como criterio de validez convergente (Garson, 2016). Usando el criterio de Fornell-Larcker, se consideró que dos factores presentan validez discriminante cuando el cuadrado de la correlación entre dos factores (varianza compartida) es mayor que la VME de cada factor y menor que dos tercios ($VME < r^2 < .667$) (Farrell, 2010). Usando el criterio del cociente de las correlaciones heterorasgo-monorasgo (CHRMR), se consideró que cuando el cociente entre la media aritmética de las correlaciones cruzadas entre los ítems de los dos factores y la media geométrica de las dos medias aritméticas de las correlaciones de los ítems de cada factor es menor que $.85$ hay validez discriminante (Henseler, Ringle y Sarstedt, 2015).

En el AFC unigrupo y multigrupo, se minimizó la función de discrepancia por el método de Mínimos Cuadrados Libres de Escala. Los errores estándar de los parámetros se estimaron y su significación se contrastó por el método de 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 $.05$. Valores de correlación (r) y carga factorial (λ) $< .30$ se interpretaron como fuerza de la asociación o tamaño del efecto pequeño, entre $.30$ y $.499$ medio, entre $.50$ y $.699$ grande, entre $.70$ y $.899$ muy grande y $\geq .90$ unitario (Ellis, 2010).

Se contemplaron seis índices de ajuste: chi-cuadrada relativa (χ^2/gl), residuo estandarizado cuadrático medio (SRMS), índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI), índice normado de ajuste (NFI) de Bentler y Bonett e índice relativo de ajuste (RFI) por el coeficiente rho de Bollen. Se estipularon como valores de buen ajuste: $\chi^2/gl \leq 2$, SRMS $< .08$, GFI $\geq .95$, AGFI $\geq .90$, NFI $\geq .95$ y RFI $\geq .95$; como valores de ajuste adecuado: $\chi^2/gl \leq 3$, SRMS $< .10$, GFI $\geq .90$, AGFI $\geq .85$, NFI $\geq .90$ y RFI $\geq .90$ (Byrne, 2016). Se estimó la parsimonia del modelo por el índice (PR) de James, Mulaik y Brett. Se interpretaron valores de PR $\geq .75$ como parsimonia alta, $\geq .50$ media, $\geq .25$ baja y $< .25$ muy baja (Preacher, 2006).

En el análisis multigrupo se definieron cuatro modelos anidados en restricciones (misma estimación del parámetro para ambas muestras): sin restricciones (SR), con restricciones en los pesos de medida (RPM), en las varianzas-covarianzas (RVC) y en las varianzas de los residuos de medida (RRM). Se consideró que la bondad de ajuste entre dos modelos anidados es equivalente cuando el cociente entre la diferencia de sus estadísticos chi y la diferencia de sus grados de libertad es menor o igual que 5 ($\Delta\chi^2/\Delta gl \leq 5$) y las diferencias en los índices GFI, NFI e IFI son menores o iguales que .01 (Byrne, 2016). Los análisis se hicieron con SPSS22, menú R2.4 para SPSS22, AMOS16 y Excel 2007.

Resultados

Descripción de las muestras

En el Cuadro 1 se presentan los datos sociodemográficos de los 505 participantes de la muestra total (MT), los 256 de la MPG y los 249 de la MCO (véase Cuadro 1).

Cuadro 1. Distribución de las variables sociodemográficas

Variables Sociodemográficas		MT (N = 505)		MPG (n = 256)		MCO (n = 249)	
		f	%	f	%	f	%
		Sexo	Mujer	253	50.1	132	51.6
	Hombre	252	49.9	124	48.4	128	51.4
Escolaridad	Primaria	34	6.7	14	5.5	20	8.0
	Secundaria	79	15.6	40	15.6	39	15.7
	Preparatoria	97	19.2	41	16.0	56	22.5
	Técnico	65	12.9	35	13.7	30	12.0
	Licenciatura	217	43.0	120	46.9	97	39.0
Estado civil	Posgrado	13	2.6	6	2.3	7	2.8
	Soltero	181	35.8	78	30.5	103	41.4
	Casado	274	54.3	147	57.4	127	51.0
	Divorciado	20	4.0	13	5.1	7	2.8
	Viudo	14	2.8	8	3.1	6	2.4
	Separado	3	0.6	3	1.2	0	0

	Unión libre	13	2.6	7	2.7	6	2.4
	Ama de Casa	94	18.6	31	12.1	63	25.3
	Obrero	30	5.9	18	7.0	12	4.8
Ocupación laboral	Empleado	238	47.1	158	61.7	80	32.1
	Negocio propio	26	5.1	13	5.1	13	5.2
	Estudiante	80	15.8	14	5.5	66	26.5
	Desempleado	6	1.2	2	0.8	4	1.6
	Jubilado	31	6.1	20	7.8	11	4.4
Estrato socio- económico	Bajo	25	5.0	12	4.7	13	5.2
	Medio-bajo	134	26.5	68	26.6	66	26.5
	Medio-medio	307	60.8	156	60.9	151	60.6
	Medio-alto o alto	39	7.7	20	7.8	19	7.6

AFE y AFC en la MT

El número de factores por el análisis paralelo de Horn y coordenadas óptimas fue dos. Por el criterio de la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado y a la cuarta potencia y el de Kaiser fue tres. Por el factor de aceleración fue uno.

Al extraer un factor, se explicó el 50.3% de la varianza total. El factor tuvo una consistencia interna muy alta (α ordinal = .931) y validez convergente (VME = .503 y CC = .933) (véase Cuadro 2).

En el AFC, el ajuste del modelo de un factor fue bueno por cinco índices, pero malo por uno. El factor tuvo validez convergente (VME = .502 y CC = .933). Al liberar la correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6, se logró un ajuste bueno por cinco índices y adecuado por uno y el factor conservó su validez convergente (VME = .499 y CC = .931) (véase Cuadro 3 y Figura 1).

Cuadro 2. Matriz de un factor y matrices estructurales de dos y tres factores en la muestra total

Ítems	1 factor	2 factores		3 factores		
	F1	F1	F2	F1	F2	F3
i1	.654	.530	.768	.527	.493	.866
i2	.716	.682	.641	.684	.391	.668
i3	.686	.624	.667	.627	.341	.757
i4	.493	.447	.480	.448	.283	.504
i5	.637	.520	.762	.544	.820	.566
i6	.642	.526	.761	.552	.949	.551
i7	.609	.510	.675	.511	.417	.728
i8	.675	.717	.492	.711	.308	.508
i9	.812	.806	.676	.802	.474	.661
i10	.803	.791	.675	.791	.502	.640
i11	.845	.899	.628	.898	.444	.612
i12	.829	.854	.646	.867	.541	.573
i13	.828	.851	.650	.853	.455	.637
i14	.592	.642	.410	.639	.283	.405
NI	14	8	6	8	2	4
VME	.503	.616	.480	.632	.787	.527
A	.931	.925	.838	.925	.883	.798
CC	.933	.927	.844	.927	.880	.812

$N = 505$. Correlaciones policóricas. Extracción: Mínimos cuadrados ponderados. Rotación: Promax (generando la hipótesis estructural por Varimax).

NI = número de factores destacados en negrilla, VME = varianza media extraída, α = coeficiente alfa ordinal y CC = confiabilidad compuesta por el coeficiente omega de McDonald.

Ítems: i1 ¿Ha notado usted que su encía está inflamada y no se ve bien?, i2 ¿Ha tenido usted dificultad para masticar por movilidad y cambio de posición de sus dientes?, i3 ¿Ha sentido usted dolor en su encía?, i4 ¿Han estado sensibles sus dientes al frío, a lo caliente, con los dulce o al masticar?, i5 ¿Se ha sentido usted preocupado por mal sabor de boca?, i6 ¿Se ha sentido usted incómodo por mal olor de boca?, i7 ¿Ha sido inadecuada su higiene bucal a causa del sangrado de encía durante el cepillado?, i8 ¿Ha evitado masticar con todos sus dientes por ausencia de piezas, por acumulación y/o empaquetamiento de alimento?, i9 ¿Se ha sentido usted triste por el estado de salud de sus dientes y encía?, i10 ¿Ha sentido usted vergüenza por la apariencia de sus dientes y encía?, i11 ¿Se le ha dificultado alguna actividad diaria, a causa del estado de sus dientes y la enfermedad de su encía?, i12 ¿Ha evitado relacionarse con otras personas por el estado de sus dientes y la enfermedad de su encía?, i13 ¿Ha sido afectada su salud general como consecuencia de su salud bucal?, i14 ¿Ha sido afectada su economía por su estado de salud bucal, debido al costo de la atención dental?

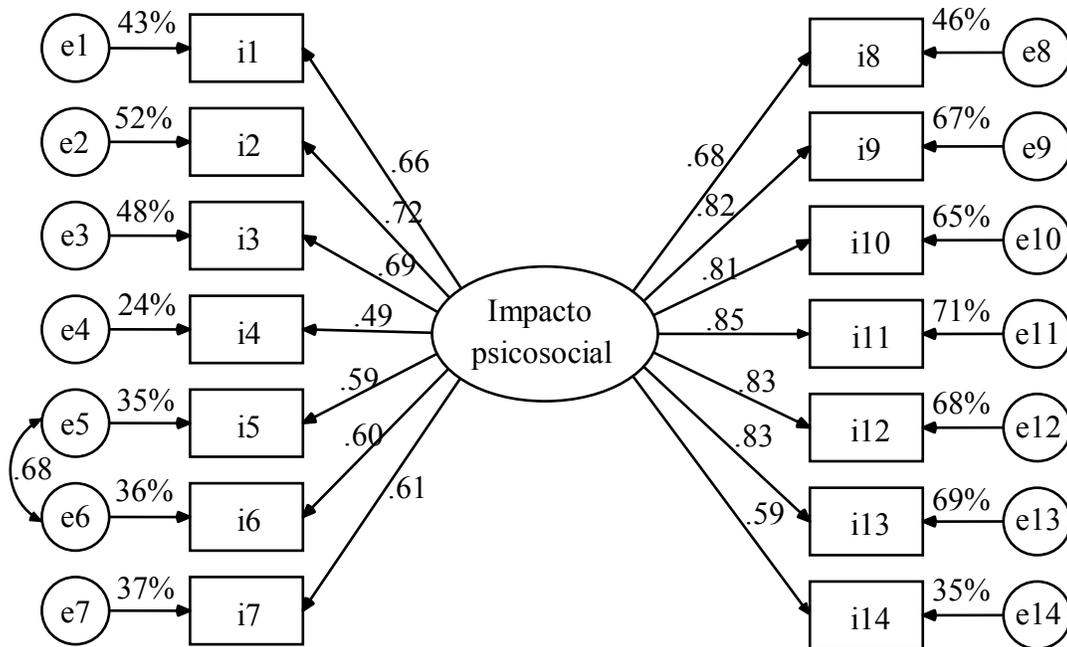


Figura 1. Modelo unifactorial con correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6 en MT.

Al extraer dos factores, se explicó el 56.9% de la varianza total. El primer factor quedó configurado por ocho indicadores (ítems 2, 8, 9, 10, 11, 12, 13 y 14), por su contenido se denominó impacto psicosocial, tuvo una consistencia interna muy alta (α ordinal = .925) y validez convergente ($VME_{IPS} = .616$ y $CC_{IPS} = .927$). El segundo factor quedó constituido por seis indicadores (ítems 1, 3, 4, 5, 6 y 7), por su contenido se denominó impacto físico, tuvo una consistencia interna alta (α ordinal = .838) y validez convergente ($VME_{IF} = .480$ y $CC_{IF} = .844$). Por el criterio de las correlaciones heterorasgo/monorasgo hubo validez discriminante ($CHRMR = 0.812 < 0.85$), pero no por el de Fornell-Lacker ($VME_{IF} = .480 < r^2_{IPS,IF} = .534$) (véase Cuadro 2).

El ítem 2 cargó más en el factor de impacto psicosocial que en el factor de impacto físico. No obstante, se esperaría que el ítem 2 sobre la dificultad para masticar por movilidad y cambio de posición de los dientes saturase en el factor de impacto físico. Al considerar que las saturaciones del ítem 2 fueron muy semejantes y altas en ambos factores (véase Cuadro 2) y por coherencia interpretativa, el factor de impacto físico se amplió a siete indicadores (ítems del 1 al 7) y el de impacto psicosocial se redujo a siete indicadores (ítems del 8 al 14). En el AFC, el factor de impacto presentó consistencia interna (α ordinal = .859) y validez convergente ($VME_{IF} = .470$ y $CC_{IF} = .860$). El factor de impacto psicosocial tuvo una consistencia interna muy alta (α ordinal =

.923) y validez convergente ($VME_{IPS} = .639$ y $CC_{IPS} = .924$). Ambos factores tuvieron validez divergente por el criterio de las correlaciones multirasgo-monorasgo ($CHMR = 0.814 < 0.85$), pero no por el criterio de Fornell-Lacker ($VME_{IF} = .470$ y $VME_{IPS} = .639 < r^2 = .671 > .667$). El ajuste fue bueno por cinco índices y adecuado por uno (véase Cuadro 4). Al introducir la correlación entre los residuos de medida de los ítems 5 y 6, la bondad de ajuste fue buena por los seis índices (véase Cuadro 4 y Figura 2).

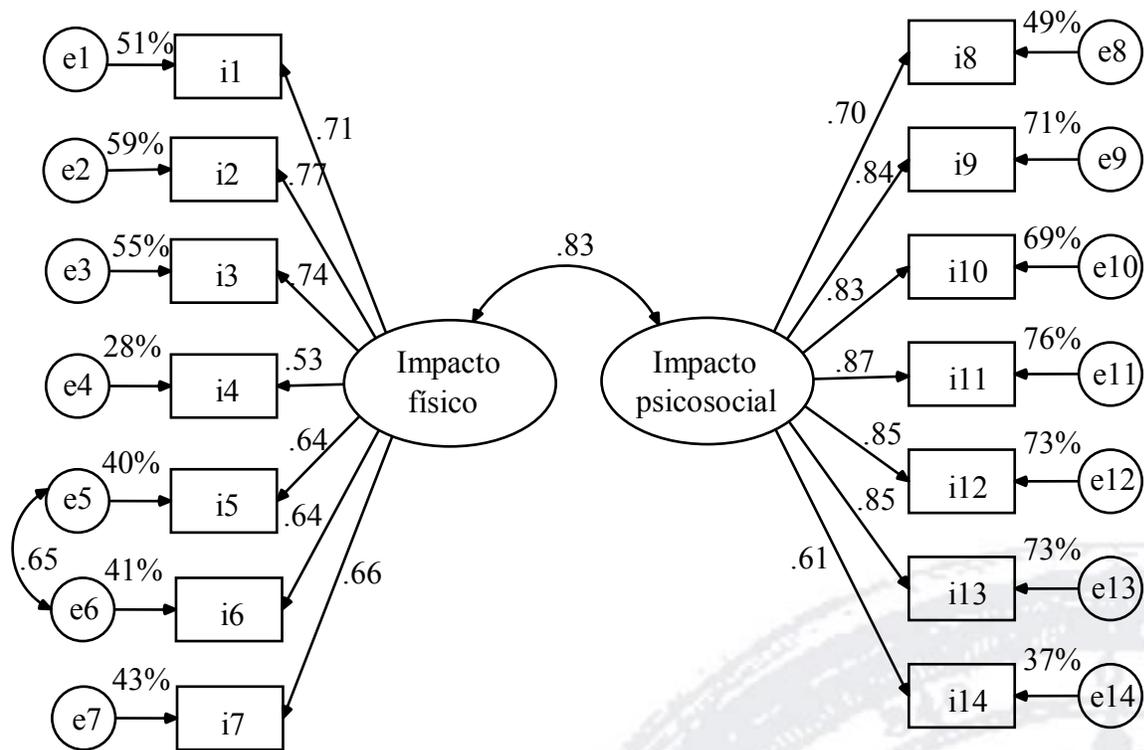


Figura 2. Modelo de dos factores correlacionados derivado del AFE con correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6 en MT.

Al extraer tres factores, se explicó el 63.2% de la varianza total. El primer factor quedó conformado por ocho indicadores (ítems 2, 8, 9, 10, 11, 12, 13 y 14), por su contenido se denominó impacto psicossocial, tuvo una consistencia interna muy alta (α ordinal = .924) y validez convergente ($VME_{IPS} = .623$ y $CC_{IPS} = .927$). El segundo factor quedó conformado por dos indicadores (ítems 5 y 6), siguiendo a Slade (1997) se denominó discapacidad física, tuvo una consistencia interna alta (α ordinal = .883) y validez convergente ($VME_{DF} = .787$ y $CC_{DF} = .880$). El tercer factor quedó configurado por cuatro indicadores (ítems 1, 3, 4 y 7), por su contenido se denominó impacto físico, tuvo consistencia interna aceptable (α ordinal = .798) y

validez convergente ($VME_{IF} = .527$ y $CC_{IF} = .812$). Por el criterio de Fornell-Lacker hubo validez discriminante ($VME_{IPS} = .623$ y $VME_{DF} = .787 > r^2_{IPS,DF} = .276 < .667$; $VME_{IF} = .527$ y $VME_{DF} = .787 > r^2_{IF,DF} = .292 < .667$), salvo entre los factores de impacto físico y psicosocial ($VME_{IF} = .527 < r^2_{IF,IPS} = .530$). Por el criterio de las correlaciones heterorasgo/monorasgo los tres factores fueron discriminantes entre sí ($CHRM_{IF,DF} = 0.634$, $CHRM_{IF,IPS} = 0.776$ y $CHRM_{DF,IPS} = 0.636 < 0.85$) (véase Cuadro 2).

Como en el modelo bifactorial las saturaciones del ítem 2 fueron muy semejantes y altas en los factores de impacto físico y psicosocial (véase Cuadro 2) y por coherencia de contenido, el factor de impacto físico se amplió a cinco indicadores (ítems del 1 al 4 y 7) y el de impacto psicosocial se redujo a siete indicadores (ítems del 8 al 14). La consistencia interna del factor impacto psicosocial fue muy alta (α ordinal = .923) y la de los factores de impacto físico y discapacidad física fue alta (α ordinal = .831 y .883, respectivamente). Los tres factores tuvieron validez convergente ($VME_{IF} = .504$ y $CC_{IF} = .833$; $VME_{IPS} = .639$ y $CC_{IPS} = .924$; $VME_{DF} = .791$ y $CC_{DF} = .883$) y discriminante por el criterio de las correlaciones heterorasgo/monorasgo ($CHRM_{IF,DF} = 0.644$, $CHRM_{IF,IPS} = 0.788$ y $CHRM_{DF,IPS} = 0.627 < 0.85$). Por el criterio de Fornell-Lacker, hubo validez discriminante entre la discapacidad física y el impacto físico ($VME_{IF} = .504$ y $VME_{DF} = .791 > r^2_{IF,DF} = .411 < .667$) y el impacto psicosocial ($VME_{IPS} = .639$ y $VME_{DF} = .791 > r^2_{IPS,DF} = .399 < .667$), pero no entre el impacto físico y psicosocial ($VME_{IF} = .504 < r^2_{IPS,IF} = .626$). El ajuste fue por los seis índices (véase Cuadro 5 y Figura 3).

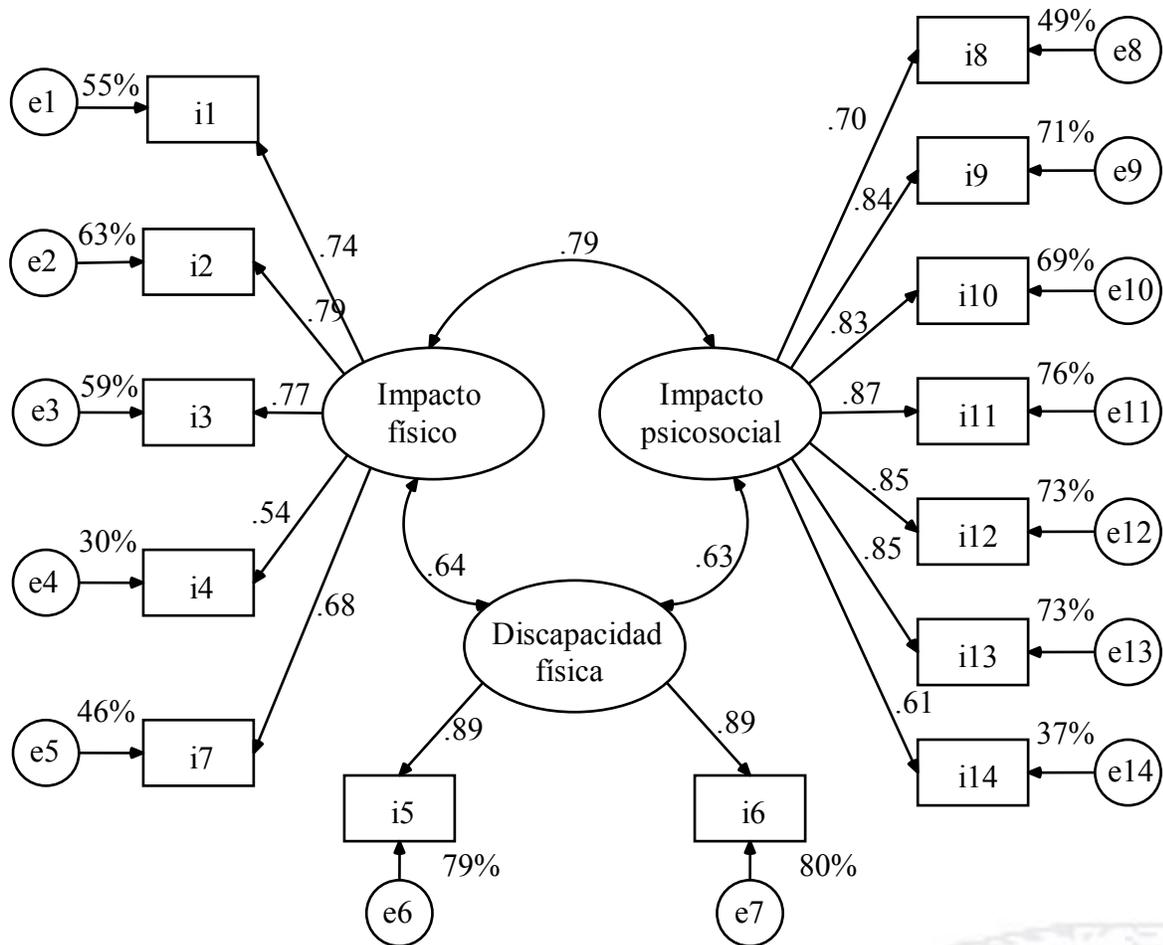


Figura 3. Modelo de tres factores correlacionados derivado del AFE en MT.

Análisis multigrupo

En primer lugar se analizan los tres modelos derivados del AFE y a continuación los modelos de Silveira *et al.* (2014), Zucoloto *et al.* (2014), Montero *et al.* (2010) y Brennan y Spencer (2004). Los modelos de Mello dos Santos *et al.* (2013) y Moral y Rodríguez (2007a,b) coincidieron con el unifactorial derivado del AFE.

Modelo de un factor

El ajuste del modelo de un factor con la correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6 sin restricciones fue bueno por los seis índices. Al restringir los pesos de medida, el ajuste fue bueno por cuatro índices y adecuado por dos, pero empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 129.563/13 = 9.966$, $\Delta NFI = .012$ y $\Delta RFI = .010$). Los pesos de medida de ambas muestras

estimados con intervalos de confianza del 95% se solaparon. Al restringir adicionalmente la varianza estructural (del factor general), el ajuste fue adecuado por tres índices y malo por tres. Empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 836.412/1 = 836.412$, $\Delta NFI = .076$ y $\Delta RFI = .083$). La varianza del factor fue significativamente mayor en la MCO ($S^2 = 0.576$ [0.446, 0.735]) que en la MPG ($S^2 = 0.307$ [0.249 0.380]). Al restringir adicionalmente las varianzas de los residuos de medida, el ajuste fue adecuado por tres índices y malo por tres. También empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 244.882/14 = 17.492$, $\Delta NFI = .022$ y $\Delta RFI = .013$). Las varianzas de los residuos fueron mayores en la MCO que en la MPG, pero las dos correlaciones entre residuos resultaron equivalentes con un intervalo de confianza del 95% ($r = .674$ [.600, .736] en MPG y $.679$ [.602, .740] en MCO) (véase Cuadro 3). Las propiedades de invarianza fueron peores en el modelo de un factor con todos los residuos independientes (véase Cuadro 3).

Cuadro 3. Contraste unigrupo y multigrupo del modelo de un factor

Índices	1F					1F_Mod				
	MT	SR	RPM	RVC	RRM	MT	SR	RPM	RVC	RRM
χ^2	306.9	384.7	516.6	1359.4	1604.2	222.3	294.7	424.3	1260.7	1505.6
gl	77	154	167	168	182	76	152	165	166	180
χ^2/gl	3.985	2.498	3.093	8.091	8.814	2.925	1.939	2.572	7.595	8.364
SRMR	.076	.088	.100	.123	.089	.065	.077	.091	.155	.080
GFI	.980	.974	.964	.906	.890	.985	.980	.971	.913	.896
AGFI	.973	.964	.955	.883	.873	.980	.972	.963	.890	.879
NFI	.974	.965	.953	.876	.854	.981	.973	.961	.885	.863
RFI	.969	.959	.949	.866	.854	.977	.968	.957	.874	.862
PR	.846	.846	.918	.923	1	.835	.835	.907	.912	.989

1F: Un factor general con 14 indicadores con todos los residuos independientes. 1F_Mod: Un factor general con 14 indicadores con la correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6.

Matriz de correlaciones policóricas. Método: mínimos cuadrados libres de escala.

Unigrupo: MT = Muestra total. Multigrupo entre MPG y MCO. Modelos anidados: SR = sin restricciones, RPM = con restricciones en los pesos de medida, RVC = con restricciones en las varianzas-covarianzas de los factores y RRM = con restricciones en los residuos de medida.

Modelo de dos factores derivado del AFE

Al definir al factor de impacto físico con siete indicadores (ítems del 1 a 7) y al de impacto psicosocial con siete (ítems del 8 al 14) y liberar la correlación entre los ítems 5 y 6, se lograron las mejores propiedades de invarianza. El ajuste del modelo sin restricciones fue bueno por los seis índices, al igual que el modelo con restricciones en los pesos de medida, teniendo mayor bondad de ajuste el primero ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 100.753/12 = 8.396$, $\Delta NFI = .009$ y $\Delta RFI = .008$).

Al restringir adicionalmente la varianza de los dos factores y su covarianza, el ajuste fue adecuado por dos índices y malo por cuatro, y empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 887.586/3 = 295.862$, $\Delta NFI = .081$ y $\Delta RFI = .087$). Al restringir adicionalmente las varianzas de los residuos de medida, el ajuste fue bueno por un índice, adecuado por dos y malo por tres, y también empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 244.882/14 = 17.492$, $\Delta NFI = .022$ y $\Delta RFI = .013$), sólo mejorando en el valor de SRMR. Las varianzas de los factores y los residuos fueron mayores en la MCO que en la MPG, pero la correlación entre los dos factores fue equivalente con un intervalo de confianza del 95%, al igual que los pesos de medida (véase Cuadro 4).

El problema de validez discriminante del análisis unigrupo en la MT, se presentó en el contraste multigrupo en los cuatro modelos jerarquizados de dos factores, variando la correlación entre ambos factores de .797 a .811 en el modelo sin la corrección y de .811 a .833 en el modelo con la corrección.

Cuadro 4. Contraste unigrupo y multigrupo del modelo de dos factores derivado del AFE

Índices	2F					2F_Mod				
	MT	SR	RPM	RVC	RRM	MT	SR	RPM	RVC	RRM
χ^2	199.1	269.4	370.1	1257.7	1502.6	136.3	202.1	302.3	1179.6	1424.5
<i>gl</i>	76	152	164	167	181	75	150	162	165	180
χ^2/gl	2.620	1.772	2.257	7.531	8.302	1.817	1.347	1.866	7.149	7.914
SRMR	.061	.076	.088	.115	.078	.051	.067	.080	.109	.069
GFI	.987	.981	.975	.913	.897	.991	.986	.979	.919	.901
AGFI	.982	.974	.967	.891	.880	.988	.981	.973	.897	.885

NFI	.983	.976	.966	.886	.863	.988	.982	.969	.893	.869
RFI	.980	.971	.963	.875	.863	.986	.978	.966	.882	.868
RP	.835	.835	.901	.918	.995	.824	.824	.890	.907	.989

2F: impacto físico (ítems 1, 2, 3, 4, 5, 6 y 7) e impacto psicosocial (ítems 8, 9, 10, 11, 12, 13 y 14). 2F_Mod: con la correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6.

Matriz de correlaciones policóricas. Método: mínimos cuadrados libres de escala.

Unigrupo: MT = Muestra total. Multigrupo entre MPG y MCO. Modelos anidados: SR = sin restricciones, RPM = con restricciones en los pesos de medida, RVC = con restricciones en las varianzas-covarianzas de los factores y RRM = con restricciones en los residuos de medida.

Modelo de tres factores correlacionados derivado del AFE

La falta de validez discriminante entre impacto psicosocial y físico del análisis unigrupo en la MT también se observó en los cuatro modelos jerarquizados en el contraste multigrupo. El ajuste del modelo sin restricciones fue bueno por los seis índices, al igual que el modelo con restricciones en los pesos de medida, teniendo mayor bondad de ajuste el primero ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 101.454/11 = 9.223$, $\Delta NFI = .009$ y $\Delta RFI = .009$). Al restringir adicionalmente las varianzas de los tres factores y sus covarianzas, el ajuste fue adecuado por dos índices y malo por cuatro, y empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 891.437/6 = 148.573$, $\Delta NFI = .081$ y $\Delta RFI = .088$). Al restringir adicionalmente las varianzas de los residuos de medida, el ajuste fue bueno por un índice, adecuado por dos y malo por tres, y también empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 244.882/14 = 17.492$, $\Delta NFI = .022$ y $\Delta RFI = .013$), salvo en SRMR. Las varianzas de los factores y los residuos fueron mayores en la MCO que en la MPG, pero los pesos de medida y las correlaciones entre los tres factores fueron equivalentes con un intervalo de confianza del 95% (véase Cuadro 5).

Cuadro 5. Contraste unigrupo y multigrupo del modelo de tres factores derivado del AFE

Índices	MT	SR	RPM	RVC	RRM
χ^2	119.9	183.7	285.1	1176.6	1421.4
gl	74	148	159	165	179
χ^2/gl	1.620	1.241	1.793	7.131	7.941
SRMR	.048	.065	.078	.108	.067
GFI	.992	.987	.980	.919	.902
AGFI	.989	.982	.974	.897	.885

NFI	.990	.983	.974	.893	.871
RFI	.987	.979	.970	.882	.869
RP	.813	.813	.874	.907	.984

3F: impacto psicosocial (ítems 8, 9, 10, 11, 12, 13 y 14), impacto físico (ítems 1, 2, 3, 4 y 7) y discapacidad física (ítems 5 y 6).

Matriz de correlaciones policóricas. Método: mínimos cuadrados libres de escala.

Unigrupo: MT = Muestra total. Multigrupo entre MPG y MCO. Modelos anidados: SR = sin restricciones, RPM = con restricciones en los pesos de medida, RVC = con restricciones en las varianzas-covarianzas de los factores y RRM = con restricciones en los residuos de medida.

Modelo de Silveira et al. (2014)

Los factores de discapacidad física, psicológica y social tuvieron una consistencia interna alta (α ordinal de .881 a .892). No obstante, el factor de limitación funcional, dolor físico y minusvalía tuvieron una consistencia interna baja (α ordinal de .627 a .682) y el factor de malestar psicológico tuvo una consistencia interna inaceptable en las tres muestras (α ordinal = .524). Hubo problemas de validez discriminante por el criterio de las correlaciones heterorasgo/monorasgo. Seis de las 21 comparaciones no tuvieron validez discriminante. El modelo presentó una solución inadmisibles en el contraste unigrupo en la MT y en el contraste multigrupo. Se reespecificó como un modelo de siete factores correlacionados, pero nuevamente las soluciones fueron inadmisibles.

Modelo de Zucoloto et al. (2014)

También las soluciones fueron inadmisibles en el modelo jerarquizado de Zucoloto *et al.* (2014). Aparte las correlaciones entre los tres factores de orden superior variaron de muy altas ($> .80$) a unitarias ($\geq .90$), 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 (α ordinal = .833) y mostró una validez convergente ($VME_{IF} = .470$ y $CC_{IF} = .840$), pero careció de validez discriminante con respecto al factor de impacto psicosocial ($r^2_{IFyIP} = .778$) e impacto social ($r^2_{IFyIS} = .632$). El factor de impacto psicosocial (IP) tuvo una consistencia interna aceptable (α ordinal = .796), tuvo validez convergente ($VME_{IP} = .570$ y $CC_{IP} = .839$), aunque careció de validez discriminante con respecto a los otros dos factores ($r^2_{IPyIF} = .778$ y $r^2_{IPyIS} = .794$). El factor de impacto social tuvo una consistencia interna alta (α ordinal = .873), mostró validez convergente ($VME_{IS} = .691$ y $CC_{IS} =$

.898) y validez discriminante con respecto al factor de impacto físico ($VME = .691 > r^2_{ISyIF} = .632$), pero no con respecto al impacto psicosocial ($r^2_{ISyIP} = .794$). Por los criterios de Fornell-Lacker y de las correlaciones heterorasgo/monorasgo, el factor impacto psicológico no mostró validez discriminante con respecto al de impacto físico ($VME_{IP} = .570$ y $VME_{IF} = .470 < r^2_{IPyIF} = .778 > .667$; $CHRM R = 0.895 > 0.85$) ni social ($VME_{IP} = .570$ y $VME_{IS} = .691 < r^2_{IPyIS} = .794 > .667$; $HRMR = .908 > 0.85$). Los factores de impacto físico y social tuvieron validez discriminante por el criterio de las correlaciones heterorasgo/monorasgo ($HRMR = 0.794$), pero no por el de Fornell-Lacker ($VME_{IF} = .470 < r^2_{IFyIS} = .632$).

En el contraste unigrupo en la MT, el ajuste del modelo fue bueno por cuatro índices, adecuado por uno y malo por uno (véanse Figura 4 y Cuadro 6). En el contraste multigrupo de las correlaciones también apareció el problema de validez discriminante entre los factores. El ajuste del modelo sin restricciones fue bueno por cinco índices y adecuado por uno. Al restringir los pesos de medida, el ajuste fue bueno por cuatro índices y adecuado por dos, con una bondad de ajuste equivalente al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 41.165/11 = 3.742$, $\Delta NFI = .004$ y $\Delta RFI = .002$). Al restringir adicionalmente las varianzas de los tres factores y sus covarianzas, el ajuste fue adecuado por dos índices y malo por cuatro, y empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 948.182/6 = 158.030$, $\Delta NFI = .086$ y $\Delta RFI = .094$). Al restringir adicionalmente las varianzas de los residuos de medida, el ajuste fue adecuado por dos índices y malo por cuatro, y también empeoró con respecto al modelo anterior ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 244.882/14 = 17.492$, $\Delta NFI = .022$ y $\Delta RFI = .013$). Las varianzas de los factores y los residuos fueron mayores en la MCO que en la MPG, pero los pesos de medida y las correlaciones entre los tres factores fueron equivalentes con un intervalo de confianza del 95% (véase Cuadro 6).

Cuadro 6. Contraste unigrupo y multigrupo del modelo de Zucoloto *et al.* reespecificado como tres factores correlacionados

Índices	MT	SR	RPM	RVC	RRM
χ^2	227.879	293.686	334.851	1283.033	1527.915
gl	74	148	159	165	179
χ^2/gl	3.079	1.984	2.106	7.776	8.536
SRMR	.066	.076	.081	.115	.078

GFI	.985	.980	.977	.912	.895
AGFI	.979	.971	.970	.888	.877
NFI	.981	.973	.970	.883	.861
RFI	.976	.967	.965	.871	.859
RP	.813	.813	.874	.907	.984
PNFI	.797	.791	.847	.801	.847
PGFI	.694	.691	.740	.716	.763

F3: impacto psicosocial (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). Matriz de correlaciones policóricas. Método: mínimos cuadrados libres de escala.

Unigrupo: MT = Muestra total. Multigrupo entre MPG y MCO. Modelos anidados: SR = sin restricciones, RPM = con restricciones en los pesos de medida, RVC = con restricciones en las varianzas-covarianzas de los factores y RRM = con restricciones en los residuos de medida.

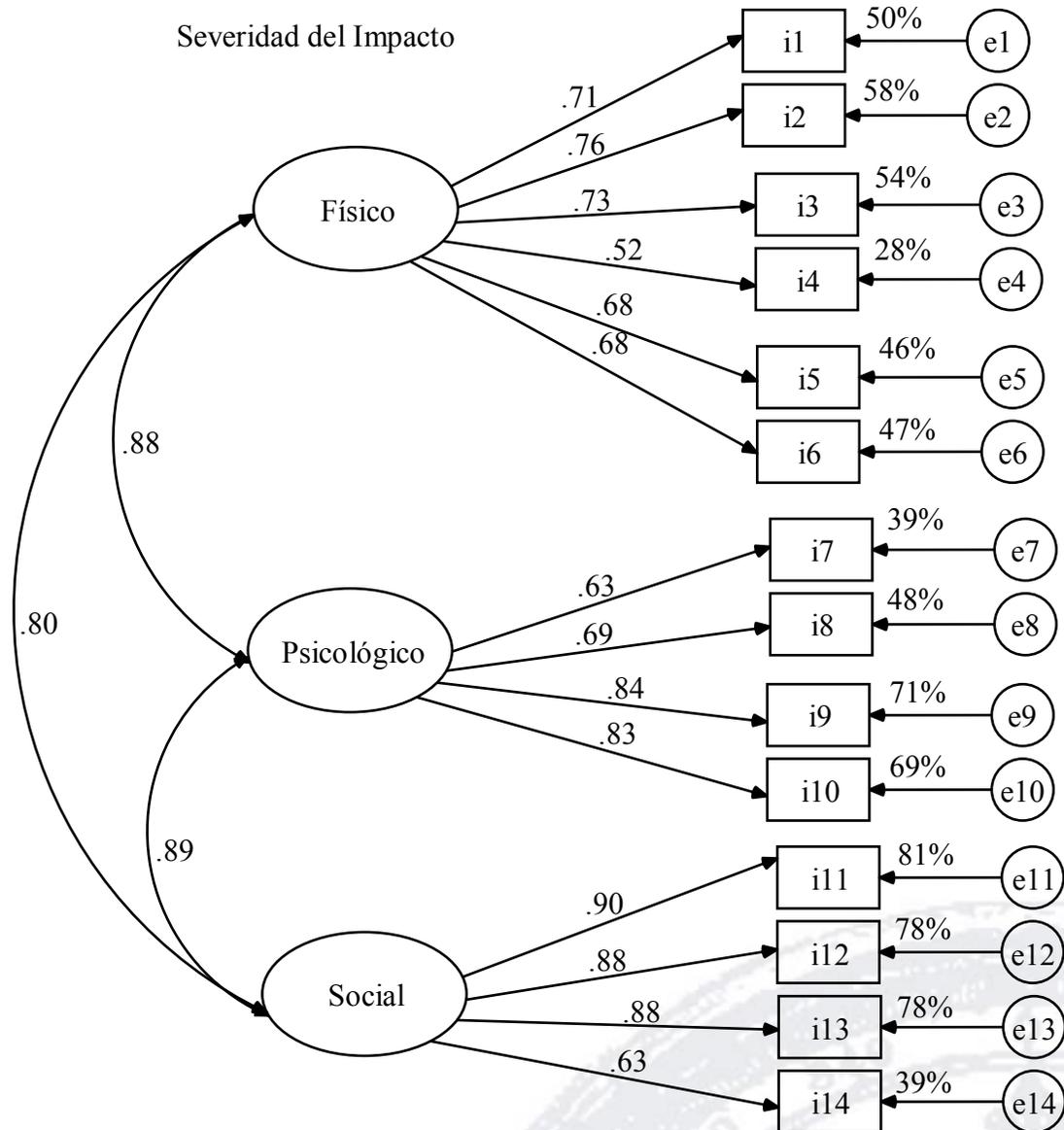


Figura 4. Modelo reespecificado de Zucoloto *et al.* (2014) estimado en la muestra total.

Modelo de Montero et al. (2010)

La consistencia interna del factor de impacto psicosocial fue muy alta (α ordinal = .916), la de malestar/dolor aceptable (ordinal = .721) y la de limitación funcional baja (α ordinal = .682). Por el criterio de las correlaciones heterorasgo/monorasgo, los factores de limitación funcional e impacto psicosocial mostraron validez discriminante (CHRM = 0.876), pero el de dolor/malestar físico careció de validez discriminante con respecto al de limitación funcional (CHRM = 0.991) y al de impacto psicosocial (CHRM = 0.938). El modelo de Montero *et al.*

(2010) tuvo una solución inadmisible tanto en el contraste unigrupo en la MT como en el contraste multigrupo.

Modelo de Brennan y Spencer (2004)

La correlación entre los dos factores fue unitaria ($r = .987$ [.961, 1.013] en MT y $.971$ [.923, 1.001] en MPG y 1.003 [.967, 1.039] en MCO en el modelo sin restricciones), careciendo el modelo bifactorial de validez discriminante ($CHRMR > 1$) y la solución fue inadmisible en el contraste multigrupo por la correlación fuera de rango en el modelo sin restricciones y con restricciones en los pesos de medida en la MCO.

Discusión

Para dilucidar la estructura factorial y encontrar el modelo con mayor validez cruzada, se estableció como primer objetivo explorar la estructura factorial del OHIP-14-PD en la MT y como segundo objetivo contrastar la invarianza factorial entre la MPG y MCO de los cinco modelos factores propuestos para el OHIP-14, así como de los tres derivados del AFE.

Conforme a lo esperado (Mello dos Santos *et al.*, 2013; Moral y Rodríguez, 2007a,b), el AFE sustentó un modelo de un factor general por el criterio del factor de aceleración (matematización del criterio de Cattell), así como por la validez convergente y consistencia interna muy alta ($>.90$) del factor. El AFC reveló un ajuste perfecto cuando se introdujo la correlación entre los residuos de los dos ítems correspondientes al factor de discapacidad física de Slade (1997). Esta corrección (al modelo de un factor con todos sus residuos independientes) fue usada en el estudio de Moral y Rodríguez (2017a) en la MCO. En el estudio de Moral y Rodríguez (2017b) en la MPG también se usó, además se sugería la correlación entre los residuos de los ítems 1 y 7 pertenecientes al factor de impacto físico. No obstante, esta modificación adicional no fue necesaria para incrementar el ajuste en la MT, ni para mejorar las propiedades de invarianza. El modelo modificado resultó válido para ambas muestras, mostró invarianza a nivel de pesos de medida, incluso la modificación introducida fue invariante entre ambas muestras, pero las varianzas del factor y de los residuos fueron mayores en la MCO, por lo que el modelo unifactorial no es estrictamente invariante entre MPG y MCO. Estas mayores varianzas se pueden atribuir a la mayor variabilidad sintomática entre pacientes y la casi ausencia de síntomas

de periodontitis en la MPG, como revelan los estudios de Aimetti *et al.* (2015), Rengifo (2016) y Shewale, Gattani, Bhatia, Mahajan y Saravanan (2016).

El modelo de dos factores fue sustentado por los dos análisis considerados más válidos para establecer el verdadero número de factores, el análisis paralelo de Horn y coordenadas óptimas (Courtney, 2013). Difiere en su configuración del modelo de Brennan y Spencer (2004), cuyos factores no fueron discernibles en la presente muestra y son menos coherentes en su interpretación. A colación de la coherencia interpretativa, el ítem 2 sobre la dificultad para masticar por movilidad y cambio de posición de los dientes pertenece al factor de impacto físico y no al de impacto psicosocial. Su inclusión como indicador del primer factor se puede defender al considerar que las cargas del ítem 2 fueron altas y muy semejantes en ambos factores. Además, con dicha asignación las propiedades de consistencia interna (alta en IF y muy alta en IPS), validez convergente y validez discriminante por el criterio de las correlaciones heterorrasgo-monorasgo se preservaron totalmente o se incrementaron mínimamente, al igual que el buen ajuste y parsimonia alta del modelo. Con esta configuración factorial el ajuste fue perfecto en el análisis unigrupo y en el modelo sin restricciones y con restricciones en los pesos de medida del análisis multigrupo cuando se incluyó la correlación entre los residuos de los dos ítems correspondientes al factor de impacto físico de Slade (1997). Por tanto, el modelo modificado fue invariante a nivel de pesos de medida y correlaciones, pero no a nivel de varianzas de los factores y pesos de medida.

El modelo de tres factores fue sustentado por la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado y a la cuarta potencia, así como la regla de Kaiser. Nuevamente el ítem 2 presentó mayor carga en el factor psicosocial en lugar del factor de impacto físico. No obstante, se asignó al factor de impacto físico por sus cargas altas y muy semejantes en ambos factores y la coherencia interpretativa. De este modo el factor de impacto psicosocial quedó configurado por siete ítems, como en el modelo bifactorial. Su consistencia interna fue muy alta y tuvo validez convergente. El factor de impacto físico quedó reducido a cinco indicadores en este modelo trifactorial, al definir los ítems 5 y 6 su propio factor (incapacidad física). Con esta reducción el factor de impacto físico conservó la consistencia interna alta y validez convergente que presentó en el modelo bifactorial. El nuevo factor de incapacidad física presentó consistencia interna alta, validez convergente y discriminante con respecto a los otros dos factores; sin embargo, la gran debilidad de este factor reside en un número insuficiente de indicadores (Lloret *et al.*, 2014). Esto

aunado a que los factores de impacto físico y psicosocial nuevamente carecieron de validez discriminante por el criterio de Fornell y Lacker hace que el modelo sea malo (Farrell, 2010).

La correlación introducida en el modelo unifactorial y bifactorial que fue invariante entre ambas muestras y el factor de dos indicadores que se define en el modelo trifactorial revelan la fuerte relación que existe entre los ítems 5 y 6 sobre mal olor y sabor de boca. Este factor, denominado como incapacidad física (limitación funcional con respecto a una actividad física particular), ya aparecía en el estudio de Slade (1997) en Australia y en los modelos jerarquizados de Silveira *et al.* (2014) y Zucoloto *et al.* (2014) en Brasil. Así parece que estos síntomas son percibidos como un problema específico y distintivo por los respondientes en distintos países, y requieren ser destacados de forma específica en el modelo de un factor, incluso en el de dos factores, con la liberación de la correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6.

Montero *et al.* (2010) también definieron un modelo de tres factores para el OHIP-14, pero difiere en su configuración del modelo trifactorial del presente estudio. Comparten el hecho de tener un factor definido por dos indicadores. El factor de limitación funcional (ítems 1 y 2) de Montero *et al.* (2010) no se observó como un factor aislado o una posible correlación entre los residuos de medida para mejorar el ajuste y la invarianza. Su consistencia interna fue baja y no tuvo validez convergente. Cabe señalar que definir factores con un número insuficiente de indicadores suele ocasionar problemas de replicación de resultados (Lloret *et al.*, 2014), de ahí que la relación entre los ítems 5 y 6 es mejor contemplarla como una corrección a un factor (correlación entre residuos) que como un factor aislado.

El modelo de Montero *et al.* (2010) presentó problemas de consistencia interna baja, validez convergente y validez discriminante en sus factores, además de una solución inadmisibles, por lo que es descartable. Lo mismo pasó con los modelos jerarquizados de Silveira *et al.* (2014) y Zucoloto *et al.* (2014) que contaban con factores de orden inferior con sólo dos indicadores. Ambos modelos deben ser considerados como mal especificados y descartables.

En el intento de hallar una mejor especificación del modelo de Zucoloto *et al.* (2014), 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 lograron soluciones admisibles tanto en el contraste unigrupo como en el contraste multigrupo. No obstante, el problema de falta de validez discriminante entre los factores, evidenciado por el modelo jerarquizado, volvió a presentarse, especialmente entre los factores de impacto psicológico y social. El problema de validez

discriminante no sólo fue sustentado por el criterio de Fornell-Larcker, sino también por el análisis de las correlaciones heterorrasgo/monorrasgo, apareciendo varianzas compartidas mayores que tres cuartos, por lo que sería un mal modelo (Henseler *et al.*, 2015). Este modelo trifactorial se asemeja al bifactorial definido en este estudio, pero con problemas de validez discriminante más severos.

Como limitación del presente estudio se tiene el uso de un muestreo no probabilístico, por lo que los resultados deben manejarse como hipótesis en futuros estudios dentro de la misma población (general y pacientes atendidos en una clínica universitaria de una ciudad industrial del Norte de México). El diseño del estudio fue de corte transversal, por lo que no se pudo estudiar la estabilidad de los modelos factoriales en la línea de tiempo, ni la confiabilidad temporal del instrumento. Al tratarse el OHIP14 de un instrumento de autorreporte, puede estar afectado por el sesgo de la discapacidad (tendencia a falsear las respuestas para en un sentido socialmente deseable), lo que requiere su determinación. La utilidad de los resultados obtenidos recaba en dilucidar la estructura factorial y consistencia interna de los factores del OHIP14 en su aplicación a la enfermedad periodontal. Así, el modelo bifactorial previamente no había sido propuesto en los estudios de MCO (Moral y Rodríguez, 2017a) y MPG (Moral y Rodríguez, 2017b). Como fortalezas se tiene el empleo de muestras de más de 200 participantes, técnicas de análisis adecuadas a la naturaleza ordinal de las variables analizadas y el uso simultáneo de información sobre muestras de dos poblaciones distintas.

En conclusión, los modelos de Montero *et al.* (2010), Silveira *et al.* (2014) y Zucoloto *et al.* (2014) presentaron soluciones inadmisibles en el análisis unigrupo y multigrupo, aparte de problemas de consistencia interna y validez convergente en algunos de sus factores, así como de validez discriminante entre sus factores tanto por el criterio de las correlaciones heterorrasgo-monorrasgo como por el de Fornell-Larcker. Al reespecificar el modelo de Zucoloto *et al.* (2014) a uno de tres factores correlacionados, aunque se logró una solución admisible, el problema severo de validez discriminante entre sus factores persistió. Por tanto serían modelos descartables. El modelo de tres factores derivado del AFE resultó débil por la falta de validez discriminante entre los factores de impacto físico y psicosocial por el criterio de Fornell-Larcker y esencialmente por el número insuficiente de indicadores del factor de discapacidad física. El factor bifactorial contó con el sostén del análisis paralelo de Horn y coordenadas óptimas, ambos factores tuvieron consistencia interna, coherencia interpretativa, validez convergente y

discriminante por el criterio de las correlaciones heterorasgo-monorasgo, buen ajuste e invarianza en pesos de medida y correlaciones, por lo que sería un modelo defendible a pesar de que sus factores carecieron de validez discriminante por el criterio de Fornell-Lacker. Finalmente destaca el modelo de un factor. Éste contó con una consistencia interna muy alta y validez convergente. Resuelve el problema de validez discriminante entre los factores de impacto físico y psicosocial de los modelos de dos y tres factores al integrarlos en un solo factor. El problema del número insuficiente de indicadores del factor de discapacidad física pasó a ser una modificación con la inclusión de la correlación entre los residuos de los ítems 5 y 6 para lograr un ajuste perfecto en la muestra total e invarianza en pesos de medida y en la corrección introducida. Esta misma corrección tuvo el mismo efecto en el modelo bifactorial. No obstante, ambos modelos no fueron estrictamente invariantes entre la MPG y MCO, pues las varianzas del factor y los residuos fueron mayores en la MCO por la variabilidad diferencial de los síntomas de periodontitis que impactan en la salud oral.

Se recomienda el uso del OHIP-14-PD como una medida unidimensional, aunque el modelo bifactorial (impacto físico [ítems del 1 al 7] y psicosocial [ítems del 8 al 14]) también sería una opción válida. Se sugiere replicar la investigación usando muestras probabilísticas en México y otros países, estudiar la validez concurrente del OHIP-14-PD en relación con hábitos de higiene bucal y variables sociodemográficas, determinar si la deseabilidad social tiene algún efecto en la OHIP-14-PD y comprobar la estabilidad temporal del modelo factorial y la confiabilidad temporal de este instrumento de medida.

Referencias

Aimetti, M., Perotto, S., Castiglione, A., Mariani, G. M., Ferrarotti, F. y Romano, F. (2015) Prevalence of periodontitis in an adult population from an urban area in North Italy: Findings from a cross-sectional population-based epidemiological survey. *Journal of Clinical Periodontology*. 42(7): 622-631. doi:10.1111/jcpe.12420

Brennan, D. S. y Spencer, A. J. (2004). Dimensions of oral health related quality of life measured by EQ-5D+ and OHIP-14. *Health Quality of Life Outcomes*. 2(35): 1-9. <http://www.hqlo.com/content/2/1/35> (14 de enero de 2017).

Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming* (3ª ed.). New York, NY: Routledge.

Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: using the SPSS R-Menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment, Research & Evaluation*. 18(1): 1-13. <http://pareonline.net/getvn.asp?v=18&n=8> (14 de enero de 2017).

Ellis, P. (2010). *The essential guide to effect sizes*. New York, NY: Cambridge University Press.

Farrell, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: a comment on Bove, Pervan, Beatty, and Shiu (2009). *Journal of Business Research*. 63(3): 324-327.

Garson, G. D. (2016). *Validity and reliability*. Asheboro, NC: Statistical Associates Publishers.

Henseler, J., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*. 43(1): 115-135.

Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A. y Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*. 30(3): 1151-1169.

Locker, D. (1988). Measuring oral health: a conceptual framework. *Community Dental Health*. 5(1): 3-18.

López, R. y Baelum, V. (2006). Spanish version of the Oral Health Impact Profile (OHIP-Sp) *BMC Oral Health*. 6(11): 11-23.

Mello dos Santos, C., de Oliveira, B. H., Nadanovsky, P., Balbinot Hilgert, J., Keller Celeste, R. y Hugo, F. N. (2013). The Oral Health Impact Profile-14: a unidimensional scale? *Cadernos de Saúde Pública*. 29(4): 749-757.

Moral, J. y Rodríguez, N. I. (2017a). Estudio de validación del Perfil de Impacto de Salud Oral aplicado a Enfermedad Periodontal en una muestra clínica odontológica de Monterrey, México. Sometido a evaluación de la Revista Panamericana de Salud Pública.

Moral, J. y Rodríguez, N. I. (2017b). Consistencia interna y estructura factorial del Perfil de Impacto de Salud Oral aplicado a Enfermedad Periodontal en una muestra de población general de adultos mexicanos. Sometido a evaluación de la revista *Universitas Odontológica*.

Montero, J., Bravo, M., Vicente, M. P., Galindo, M. P., López, J. F. y Albaladejo, A. (2010). Dimensional structure of the oral health-related quality of life in healthy Spanish workers. *Health Quality of Life Outcomes*. 8: 24. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2833145> (14 de enero de 2017).

Preacher, K. J. (2006). Quantifying parsimony in structural equation modeling. *Multivariate Behavioral Research*. 41(3), 227-259.

Rengifo, A. C. (2016). La promoción de la salud general y la salud oral: una estrategia conjunta. *Revista Clínica de Periodoncia, Implantología y Rehabilitación Oral*, 9(2): 193-202.

Rodríguez, N. I. y Moral, J. (2017). Development and validity of content of the Oral Health Impact Profile applied to Periodontal Disease (OHIP-PD). Sometido a revisión de la revista *Journal of Oral Research*.

Shewale, A. H., Gattani, D. R., Bhatia, N., Mahajan, R. y Saravanan, S. P. (2016). Prevalence of periodontal disease in the general population of India: A systematic review. *Journal of Clinical and Diagnostic Research*. 10(6): ZE04-ZE09. doi:10.7860/JCDR/2016/17958.7962

Silveira, M. F., Marôco, J. P., Freire, R. S., Martins, A. M. y Marcopito, L. F. (2014). Impact of oral health on physical and psychosocial dimensions: an analysis using structural equation modeling. *Cadernos de Saúde Pública*. 30(6): 1169-1182.

Singapore Statement on Research Integrity (2010). <http://www.singaporestatement.org/statement.html>

Slade, G. D. (1997). Derivation and validation of a short-form oral health impact profile. *Community Dentistry and Oral Epidemiology*. 25(4): 284-289.

World Health Organization (1980). ICIDH: International classification of impairments, disabilities, and handicaps. Geneva, Switzerland: WHO. http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/41003/1/9241541261_eng.pdf (14 de enero de 2017).

World Health Organization (2001). ICIDH-2: International classification of functioning, disability and health. Geneva, Switzerland: WHO. <http://unstats.un.org/unsd/disability/pdfs/ac.81-b4.pdf> (14 de enero de 2017).

Zucoloto, M. L, Maroco, J. y Campos, J. A. D. B. (2014). Psychometric properties of the Oral Health Impact Profile and new methodological approach. *Journal of Dental Research*. 93(7): 645-650.

Anexo**Perfil de Impacto sobre la Salud Oral aplicado a la Enfermedad Periodontal (OHIP-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 = Casi siempre

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 su encía?	0	1	2	3	4
4.- ¿Han estado sensibles sus dientes al frío, a lo caliente, con los dulce o al masticar?	0	1	2	3	4
5.- ¿Se ha sentido usted preocupado por mal sabor de boca?	0	1	2	3	4
6.- ¿Se ha sentido usted incómodo por mal olor de 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