



Fotografía elaborada por: José Moral de la Rubia y Norma Idalia Rodríguez Franco

Estructura factorial y consistencia interna de la Escala de Hábitos de Higiene Bucal en muestras de población general y clínica odontológica

Factor structure and internal consistency of the Oral Hygiene Habits Scale in general population and dental clinic samples

José Moral-de-la-Rubia^{1*}

Norma Idalia Rodríguez-Franco²

¹Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Psicología, Dr. Carlos Canseco núm. 110, esq. con Dr. Eduardo Aguirre Pequeño, col. Mitras Centro, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64460.

²Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Odontología, Dr. Eduardo Aguirre Pequeño cruz con Silao, col. Mitras Centro, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64460.

***Autor para correspondencia:**

jose_moral@hotmail.com

Fecha de recepción:
14 de septiembre de 2016

Fecha de aceptación:
9 de enero de 2017

RESUMEN

La falta de higiene bucal puede causar diferentes tipos de padecimientos, como caries, gingivitis y periodontitis. En México, se ha propuesto recientemente el uso de la Escala de Hábitos de Higiene Bucal (EHHB) como un instrumento diagnóstico para el sector salud. El objetivo de esta investigación fue establecer la consistencia interna y estructura factorial de la EHHB para que pueda ser aplicada en la evaluación de los hábitos de higiene bucal. En Monterrey, México, se recolectó una muestra de población general (MPG) de 256 parti-

cipantes y otra muestra clínica odontológica (MCO) de 240 participantes, usando un muestreo no probabilístico. Se comprobó la discriminabilidad y consistencia interna de los 10 ítems de la EHHB, se calculó la consistencia interna de la escala, se exploró su estructura factorial y se contrastó la invarianza del modelo factorial entre la MPG y la MCO. La consistencia interna de la EHHB se incrementó y fue alta (α ordinal = 0.833 en MPG y 0.865 en MCO), al eliminarse dos ítems repetidos: frecuencia del cepillado dental (ítem 1), y el uso de pasta dental durante el cepi-

llado (ítem 3). En ambas muestras se definieron dos factores: uso de hilo dental con cuatro ítems (α ordinal = 0.911 en MPG y 0.944 en MCO), y cepillado dental con cuatro ítems (α ordinal = 0.628 en MPG y 0.633 en MCO). La consistencia interna de este último mejoró (α ordinal = 0.693 en MPG y 0.727 en MCO), al ser incluido el ítem 8 (atención prestada a la limpieza del espacio interdental). El modelo de dos factores tuvo buen ajuste y propiedades de invarianza aceptables entre ambas muestras. Se concluye que la EHHB con ocho ítems es consistente y el modelo bifactorial es válido en MPG y MCO, presentando el ítem 8 una posible doble interpretación.

PALABRAS CLAVE: estructura factorial, hábitos de higiene bucal, población general, población clínica odontológica, México.

ABSTRACT

The lack of oral hygiene can cause different types of conditions, such as caries, gingivitis and periodontitis. In Mexico, the use of the Oral Hygiene Habits Scale (OHHS) has recently been proposed as a diagnostic tool for the health sector. The objective of this research was to establish the internal consistency and factor structure of the OHHS, so that it can be applied in the evaluation of oral hygiene habits. In Monterrey, Mexico, a general population sample (GPS) of 256 participants and another dental clinic sample (DCS) of 240 participants were collected, using nonprobability sampling. The discriminability and internal consistency of the OHHS 10 items were verified, the internal consistency of the scale was calculated, the factor structure was explored and the invariance of the factor model across the GPS and the DCS was contrasted. The internal consistency of the OHHS increased and was high (ordinal α = 0.833 in GPS, and = 0.865 in DCS), by eliminating two repeated items: dental brushing frequency (item 1), and toothpaste use during brushing (item 3). In both samples, two factors were defined: dental floss with four items (ordinal α = 0.911 in GPS and 0.944 in DCS), and dental

brushing also with four items (ordinal α = 0.628 in GPS, and 0.633 DCS). The internal consistency of the latter improved (α ordinal = 0.693 in GPS, and 0.727 in DCS), when the item 8 was included (attention paid to cleaning the interdental space). The two-factor model had good fit, and acceptable invariance properties across the two samples. We concluded that the eight-item OHHS is consistent, and the two-factor model is valid across GPS and DCS, where item eight displays a possible double interpretation.

KEYWORDS: factor structure, oral hygiene habits, general population, dental clinic population, Mexico.

INTRODUCCIÓN

La construcción de un instrumento de medición en salud requiere evaluar sus propiedades métricas para ser utilizado en investigación y en la práctica clínica (Luján y Cardona, 2015). Una vez que se han creado ítems pertinentes al constructo y sus dimensiones, se puede establecer su validez de contenido y su confiabilidad a través de juicios de expertos, con lo que usualmente termina el proceso de validación de un instrumento cualitativo, pero no así el de uno cuantitativo (Escobar y Cuervo, 2008). El proceso de validación del instrumento métrico requiere el estudio de la consistencia interna y fiabilidad temporal. Una vez obtenidos valores aceptables (coeficientes de al menos 0.70) continúa el estudio de la dimensionalidad, para lo cual se puede usar el análisis factorial. Este tipo de análisis permite observar cómo la conceptualización teórica del constructo se refleja en el patrón de respuesta de una población. Se puede trabajar a un nivel exploratorio para determinar el número, configuración y relación entre los factores, así como a un nivel confirmatorio, para contrastar la bondad de ajuste de un modelo propuesto (Campo-Arias y col., 2012). Los distintos tipos de validez de un instrumento ayudan, en diferente grado, a mostrar la validez práctica del constructo (Méndez y Rondón, 2012). La validez dis-

criminante es óptima cuando los ítems de cada dominio o factor no miden lo que los demás factores pretenden medir (Henseler y col., 2015). La validez cruzada muestra que la estructura factorial es válida para poblaciones distintas, como hombres y mujeres, población general y clínica o de diferentes países (Byrne, 2016).

En México, recientemente se ha creado la Escala de Hábitos de Higiene Bucal (EHHB) de Rodríguez y Moral (2016), para su uso en investigación clínica y epidemiológica, partiendo de una definición de concepto y de un proceso sistemático para generar sus ítems. La EHHB fue diseñada a partir de los elementos recomendados por la American Dental Association (2017), para una correcta higiene bucal diaria realizada por la persona. Incluye 10 ítems tipo Likert, con cinco opciones de respuesta sobre frecuencia de conductas en relación con el cepillado (seis ítems) y el uso del hilo dental (cuatro ítems), que constituyen los dos hipotéticos factores de la escala. La escala no incluye información sobre uso de enjuague bucal, por no tratarse de una recomendación básica, sino complementaria, que puede sesgar las puntuaciones en función del poder adquisitivo de la persona (Vano y col., 2014). Tampoco se incluyó ninguna pregunta sobre cuidado dental profesional, como tratamiento profiláctico semestral o anual, por no considerarse pertinentes para evaluar el constructo centrado en el autocuidado.

La validez de contenido de la EHHB fue establecida por juicio de expertos. Los jueces mayoritariamente indicaron que los ítems cumplían con las características de suficiencia (para obtener la medición de cada dimensión), claridad (comprensible, incluso para una persona con baja escolaridad), coherencia (tiene relación lógica con la dimensión que está midiendo) y relevancia (debe ser incluido, porque es esencial o importante), resultando estas evaluaciones altamente concordantes entre los jueces (Rodríguez y Moral, 2016). El proceso de validación de la EHHB continúa en estudio.

El objetivo de esta investigación fue establecer las propiedades métricas de la Escala de Hábitos de Higiene Bucal para evaluar los hábitos de higiene bucal que tiene la población, considerando aspectos de distribución, discriminabilidad y consistencia interna de sus ítems, estructura factorial, consistencia interna, validez convergente y discriminante de sus factores e invarianza del modelo en población general y población clínica odontológica.

MATERIALES Y MÉTODOS

Participantes

Se recolectaron dos muestras no probabilísticas incidentales. La muestra de población general (MPG) quedó integrada por 256 participantes y la muestra clínica odontológica (MCO) por 240. En la MPG, el 51.6 % de los participantes fueron mujeres y 48.4 % hombres. La edad varió de 18 a 77 años, con una media de 40.67 (DE = 13.49). En la MCO, el 50.4 % de los participantes fueron mujeres y 49.6 % hombres. La edad varió de 18 a 76 años con una media de 39.79 (DE = 15.63).

Los criterios de inclusión para ambas muestras fueron: dar el consentimiento informado, edad de 18 años o mayor, saber leer y escribir, residir en Monterrey, México y su área metropolitana; se añadió para la MCO: solicitar atención periodontal en la Clínica de Periodoncia o tratamiento dental profiláctico en la Clínica de Odontología Preventiva de la Facultad de Odontología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Como criterios de exclusión para ambas muestras se definieron: ser menor de edad, incapacidad para la autolimpieza dental, analfabetismo y problemas clínicos de atención y comprensión (esquizofrenia, autismo, demencia). Como criterio de eliminación se consideró: dejar al menos un dato incompleto en la EHHB.

Instrumento

La Escala de Hábitos de Higiene Bucal (EHHB) de Rodríguez y Moral (2016), está integrada por 10 ítems tipo Likert, con un rango de cinco categorías ordinales de respuesta que se

califican de 0 a 4: 1) ¿con qué frecuencia le sucede que no cepilla sus dientes en todo el día?; 2) ¿usualmente con qué frecuencia cepilla sus dientes?; 3) ¿utiliza pasta dental durante el cepillado?; 4) ¿cuánta atención presta al cepillado?; 5) ¿aproximadamente cuánto tiempo emplea cada vez que cepilla sus dientes?; 6) ¿cada cuánto tiempo cambia su cepillo dental?; 7) ¿utiliza usted hilo dental como parte de su higiene bucal?; 8) ¿cuánta atención presta a la limpieza del espacio interdental?; 9) ¿usualmente con qué frecuencia utiliza hilo dental al día?; y 10) ¿con qué frecuencia usa el hilo dental tras el cepillado de dientes?. Salvo el ítem 1, todos los demás son directos (Rodríguez y Moral, 2016). Fue diseñada para medir dos factores correlacionados y proporcionar una puntuación total. Los primeros seis ítems corresponden al factor de hábitos de cepillado dental y los últimos cuatro corresponden al de uso del hilo dental. Las puntuaciones en los factores y la escala se obtienen sumando las puntuaciones en los ítems y dividiendo por el número de ítems sumados, por lo que varían en un continuo de 0 a 4. Una puntuación de 0 refleja malos hábitos de higiene bucal y una puntuación de 4 buenos hábitos (Rodríguez y Moral, 2016).

Procedimiento

Se realizó un estudio instrumental con un diseño transversal. Se invitó a formar parte de la investigación explicando en qué consistía la misma, se solicitó la firma del consentimiento informado, y se respetó la confidencialidad de la información conforme al Reglamento de la Ley General de Salud en materia de Investigación para la Salud (Secretaría de Salud, 2014) y a las normas de investigación de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007). Los participantes de la MPG respondieron el cuestionario en su domicilio o lugar de trabajo, y los de la MCO al momento de la consulta odontológica.

Análisis de datos

Como propiedades métricas de los ítems se estudiaron sus distribuciones, discriminabili-

dad y consistencia interna. Se consideró que un ítem presenta efecto techo cuando el 90 % o más, de su distribución, se concentra en el valor más alto, y efecto suelo cuando se concentra en el valor más bajo. Se interpretó que un ítem es discriminativo cuando su diferencia de tendencia central entre los participantes con puntuaciones altas y bajas en la escala es significativa. Se definieron como puntuaciones altas a aquellas que fueron iguales o mayores que el percentil 75 ($\geq P_{75}$), y bajas aquellas que fueron iguales o menores que el percentil 25 ($\leq P_{25}$). La diferencia se contrastó por la U de Mann-Whitney, debido a la falta de normalidad en la distribución de los ítems. Se estipuló que un ítem muestra consistencia interna cuando su correlación con el resto de la escala es significativa y mayor o igual que 0.30, su comunalidad en la extracción (de un factor o dos factores) es al menos de 0.25, y su exclusión disminuye la consistencia interna de la escala. La correlación con el resto de la escala se calculó por el coeficiente de correlación poliseal (r_{PS}), usando el método de dos pasos para máxima verosimilitud. La consistencia interna de la escala se calculó por el coeficiente alfa ordinal (α ordinal) y el coeficiente omega de McDonald (ω). Se interpretó que valores de α ordinal y $\omega < 0.50$ evidencian una consistencia interna inaceptable, de 0.50 a 0.59 muy baja, de 0.60 a 0.69 baja, de 0.70 a 0.79 aceptable, de 0.80 a 0.89 alta y ≥ 0.90 muy alta (Yang y Green, 2010).

Para obtener la estructura factorial, se usó la matriz de correlaciones policóricas (r_{PC}) como datos de entrada. Estas se calcularon por el método de dos pasos para máxima verosimilitud. El número de factores se determinó por análisis paralelo de Horn (percentil 95 como criterio de intersección, datos generados por permutaciones con 500 muestras simuladas), coordenadas óptimas (incremento en el gradiente del autovalor con respecto al gradiente del anterior autovalor), la media mínima de la correlaciones parciales al cuadrado (MCP²) de Velicer y por el criterio de

Kaiser (autovalores mayores que uno) (Courtney, 2013). La extracción de factores se hizo por el método de residuos mínimos. Se rotó la matriz factorial por el método Promax, generando la hipótesis configuracional por el método Varimax.

Se calculó la varianza media extraída (VME) de cada factor, como la media aritmética de las cargas factoriales al cuadrado, desde la matriz estructural en el análisis factorial exploratorio (AFE), y desde la matriz de pesos de medida estandarizados en el análisis factorial confirmatorio (AFC). La varianza compartida se calculó como el cuadrado de la correlación de Pearson entre los dos factores ($r^2_{\xi_1, \xi_2}$). Una $VME > 0.50$ refleja validez convergente. Una $r^2_{\xi_1, \xi_2} < 0.5$ y $< VME_{\xi_1}$ y VME_{ξ_2} indica validez discriminante (Henseler y col., 2015). Se interpretó que valores de r_{pc} y $r < 0.30$ muestran correlaciones bajas, de 0.30 a 0.499 moderadas, de 0.50 a 0.699 altas, de 0.70 a 0.899 muy altas y ≥ 0.90 unitarias (Téllez y col., 2015).

Finalmente, se contrastó la invarianza del modelo de dos factores correlacionados por análisis factorial confirmatorio multigrupo. La función de discrepancia se minimizó por el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS, por sus siglas en inglés: unweighted least squares). La significación de los parámetros se contrastó por el método de muestreo repetitivo de percentiles corregidos de sesgo (PCS), extrayendo 2000 muestras aleatorias. El ajuste se valoró por medio de cuatro índices absolutos (chi-cuadrada relativa [χ^2/gl], índice de bondad de ajuste [GFI, por sus siglas en inglés: goodness of fit index] e índice ajustado [AGFI, por sus siglas en inglés: adjusted goodness of fit index] de Jöreskog y Sörbom y residuo estandarizado cuadrático medio [SRMR, por sus siglas en inglés: standardized root mean square residual] de Jöreskog) y seis índices relativos (índice normado de ajuste [NFI, por sus siglas en inglés: normed fit index]

y no normado [NNFI, por sus siglas en inglés: non-normed fit index] de Bentler y Bonett, índice comparativo de ajuste [CFI, por sus siglas en inglés: comparative fit index] de Bentler, índice relativo de ajuste [RFI, por sus siglas en inglés: relative fit index] por el coeficiente ρ_2 de Bollen, índice incremental de ajuste [IFI, por sus siglas en inglés: incremental fit index] por el coeficiente Δ_2 de Bollen, y error de aproximación cuadrático medio [RMSEA, por sus siglas en inglés: root mean square error of approximation] de Steiger y Lindt). Se estipuló como valores de buen ajuste: $\chi^2/gl \leq 2$, GFI, CFI, IFI NFI y NNFI ≥ 0.95 , RFI y AGFI ≥ 0.90 , SRMR ≤ 0.06 y RMSEA ≤ 0.05 ; y como valores de mal ajuste: $\chi^2/gl > 3$, GFI, CFI, IFI, NFI y NNFI < 0.90 , RFI y AGFI < 0.85 , SRMR > 0.10 y RMSEA > 0.08 (Byrne, 2016). La parsimonia se calculó por el coeficiente de James, Mulaik y Brett; un valor < 0.25 se interpretó como baja, de 0.25 a 0.499 media, de 0.50 a 0.749 alta y ≥ 0.75 muy alta. Se estimaron índices de ajuste ponderados por su correspondiente coeficiente de parsimonia (modelo nulo para GFI, e independiente para NFI y CFI); un valor de PGFI ≥ 0.50 y valores de NFI y CFI ≥ 0.60 se juzgaron parsimoniosos (Mulaik, 2005). La equivalencia de la bondad de ajuste entre los modelos se valoró por una diferencia (Δ) en los índices NFI, NNFI, IFI, RFI y CFI ≤ 0.01 , así como un cociente entre la diferencia de los estadísticos chi cuadrado y la diferencia de sus grados de libertad < 5 ($\Delta\chi^2/\Delta gl < 5$) (Byrne, 2016). Aparte, se hizo el contraste unigrupo en la MPG y MCO por el método ULS.

RESULTADOS

Distribución y consistencia interna de los ítems

El ítem 3, sobre el uso de la pasta dental durante el cepillado, mostró efecto techo en la MCO, fue el menos discriminativo y tuvo consistencia interna baja en las dos muestras ($r_{ps} < 0.30$ en MCO, aumento de la α ordinal con su eliminación en la dos muestras, y comunalidad < 0.20 , tanto con uno y dos

factores, salvo en el modelo de dos factores en la MPG). En ambas muestras, el ítem 1, sobre la frecuencia de no cepillado de dientes en todo el día, tuvo consistencia interna baja ($r_{PS} < 0.30$, aumento de la α ordinal con su eliminación, y comunalidad < 0.20 con uno y dos factores). Los ítems 2, 5 y 6 tuvieron comunalidades menores que 0.20 en el modelo de un factor en las dos muestras, y los ítems 2 y 6 también en el modelo de dos factores en la MCO (Tabla 1).

AFE y consistencia interna y validez convergente y discriminante de los factores

Los ítems 1 y 3 fueron eliminados al momento de explorar la estructura factorial por sus problemas de consistencia interna, aparte del problema de efecto techo en el ítem 3. En la MPG se produjo una convergencia del análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas, la MCP² de Velicer y el criterio de Kaiser en dos factores. En la MCO, la MCP² de Velicer y el criterio de Kaiser indicaron dos factores, pero el análisis paralelo de Horn y coordenadas óptimas solo uno.

Por la convergencia de criterios se extrajeron dos factores. En la MPG, el porcentaje de varianza total explicada fue del 54.2 %. Tras la rotación, el primer factor quedó configurado por cuatro indicadores (ítems 7, 8, 9 y 10), que correspondieron a las preguntas sobre el uso del hilo dental. La VME fue 0.737. Su consistencia interna fue muy alta ($\omega = 0.917$ y α ordinal = 0.911). El segundo factor quedó conformado por cuatro indicadores (ítems 2, 4, 5 y 6) que correspondieron a las preguntas sobre cepillado de dientes. La VME fue 0.313. Su consistencia interna fue baja ($\omega = 0.637$ y α ordinal = 0.628), pero subió ($\omega = 0.703$ y α ordinal = 0.693), al incluir como un quinto indicador al ítem 8, que presentó saturaciones altas en ambos factores. La correlación entre los dos factores fue alta ($r[256] = 0.596$, $P < 0.001$), siendo de 35.5 % la varianza compartida. Por tanto, el primer factor tuvo validez discriminante, pero no el segundo (Tabla 2).

En la MCO, el porcentaje de varianza total explicada fue del 59 % al extraerse los dos factores. La consistencia interna del primer factor de uso del hilo dental (ítems 7, 8, 9 y 10) fue muy alta ($\omega = 0.947$ y α ordinal = 0.944) y la VME fue 0.817. La consistencia interna del segundo factor de cepillado (ítems 2, 4, 5 y 6) fue baja ($\omega = 0.645$ y α ordinal = 0.633), pero subió a aceptable ($\omega = 0.742$ y α ordinal = 0.727), al incluir como un quinto indicador al ítem 8, que presentó saturaciones altas en ambos factores. La VME fue 0.329. La correlación entre los dos factores fue alta ($r [240] = 0.680$, $P < 0.001$), siendo de 46.2 % la varianza compartida. Por tanto, el primer factor posee validez discriminante, pero no el segundo (Tabla 2).

Al extraer un sólo factor en la MPG y en la MCO, las cargas factoriales de los ítems correspondientes al segundo factor del modelo bifactorial quedaron por debajo de 0.50 y sus comunalidades por debajo de 0.25, salvo la del ítem 4 en la MCO (Tabla 2). La consistencia interna de los ocho ítems fue alta en la MPG ($\omega = 0.833$ y α ordinal = 0.833) y en la MCO ($\omega = 0.870$ y α ordinal = 0.865). Esta se incrementó muy ligeramente con eliminación de los ítems 2, 5 y 6, que son indicadores del segundo factor en el modelo bifactorial. Aunado a lo anterior, indica la necesidad de extraer un segundo factor.

AFC y consistencia interna y validez convergente y discriminante de los factores

Se especificó un modelo de dos factores correlacionados sin cargas cruzadas y todos los residuos independientes. El factor de cepillado (ξ_1) con cuatro indicadores (ítems 2, 4, 5 y 6), y el de uso del hilo dental (ξ_2) también con cuatro (ítems 7, 8, 9 y 10). Las estimaciones por ULS, de todos los parámetros fueron, admisibles en la MCO y MPG en los cuatro modelos anidados. Todos los parámetros fueron significativos al calcularse sus errores estándar y realizarse el contraste por PCS. La correlación entre los dos factores fue alta en la MPG ($r_{\xi_1, \xi_2} = 0.649$,

■ Tabla 1. Distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems.

Table 1. Distribution, discriminability and internal consistency of the items.

Ítems	Porcentajes					Disc. ZU	Consistencia			
	0	1	2	3	4		Sin el ítem		Comunalidad	
							Γ_{PS}	α	1F	2F
MPG: Muestra de población general (α ordinal = 0.807)										
1	35.2	28.1	17.2	10.5	9.0	- 6.223***	- 0.138*	0.826	0.013	0.033
2	0.8	10.5	15.2	42.2	31.3	- 7.913***	0.443***	0.791	0.112	0.371
3	1.2	1.6	5.1	2.7	89.5	- 3.897***	0.362***	0.809	0.010	0.451
4	2.7	32.8	25.0	31.3	8.2	- 8.735***	0.519***	0.782	0.176	0.394
5	2.7	18.8	27.0	22.3	29.3	- 6.091***	0.280***	0.810	0.031	0.202
6	10.5	23.4	27.3	24.2	14.5	- 7.707***	0.453***	0.790	0.192	0.298
7	43.8	39.8	10.5	3.5	2.3	- 8.938***	0.682***	0.765	0.884	0.911
8	17.2	44.5	24.2	11.3	2.7	- 8.497***	0.587***	0.771	0.467	0.516
9	68.4	21.1	2.7	4.7	3.1	- 7.803***	0.628***	0.772	0.779	0.782
10	48.0	39.1	9.8	2.0	1.2	- 8.497***	0.637***	0.770	0.806	0.804
MCO: Muestra de población clínica odontológica (α ordinal = 0.829)										
1	33.8	29.6	21.3	7.1	8.3	- 5.905***	- 0.265***	0.837	0.053	0.075
2	2.1	6.3	23.3	48.8	19.6	- 7.468***	0.429***	0.819	0.160	0.185
3	0.4	0.8	4.6	1.3	92.9	- 2.411*	0.066	0.852	0.033	0.126
4	3.3	39.2	25.0	22.9	9.6	- 8.803***	0.586***	0.805	0.257	0.552
5	3.8	24.2	19.6	22.5	30.0	- 6.059***	0.384***	0.830	0.126	0.309
6	11.7	26.7	28.7	21.7	11.3	- 7.218***	0.350***	0.828	0.086	0.195
7	51.7	30.0	10.0	3.8	4.6	- 9.378***	0.744***	0.785	0.900	0.924
8	30.8	38.3	17.9	10.4	2.5	- 9.342***	0.706***	0.792	0.614	0.744
9	67.9	11.7	4.6	11.3	4.6	- 9.145***	0.727***	0.788	0.874	0.862
10	52.9	31.3	9.6	3.8	2.5	- 9.333***	0.739***	0.786	0.879	0.884

N = 496. Ítems: 1. ¿Con qué frecuencia le sucede que NO cepilla sus dientes en todo el día?, 2. ¿Usualmente con qué frecuencia cepilla sus dientes?, 3. ¿Utiliza pasta dental durante el cepillado?, 4. ¿Cuánta atención presta al cepillado?, 5. ¿Aproximadamente cuánto tiempo emplea cada vez que cepilla sus dientes?, 6. ¿Cada cuánto tiempo cambia su cepillo dental?, 7. ¿Utiliza usted hilo dental como parte de su higiene bucal?, 8. ¿Cuánta atención presta a la limpieza del espacio interdental?, 9. ¿Usualmente con qué frecuencia utiliza hilo dental al día?, y 10. ¿Con qué frecuencia usa el hilo dental tras el cepillado de dientes?; en negrilla se destacan los indicadores con valores que reflejan incumplimiento o debilidad en la propiedad evaluada; significación en un contraste bilateral: * $P \leq 0.05$, ** $P \leq 0.01$ y *** $P \leq 0.001$.

IC 95 %: 0.526, 0.762, $P < 0.001$), pero muy alta en la MCO ($r^2_{\xi_1, \xi_2} = 0.718$, IC 95 %: 0.607, 0.810, $P < 0.001$) (Figuras 1 y 2). No obstante, hubo solapamiento en la estimación de cada parámetro, con un intervalo de confianza del 95 % entre la MPG y MCO en los cuatro modelos anidados, lo que se puede interpretar como equivalencia de parámetros. En el modelo sin constricciones, el factor de uso del hilo dental tuvo una VME mayor que 0.50 (VME = 0.850 en MPG, y 0.813 en MCO) y validez discriminante (VME > varianza compartida por los dos factores [$r^2_{\xi_1, \xi_2}$]), aparte de una consistencia interna muy alta (α ordinal = 0.911 y $\omega = 0.917$ en MPG, y α ordinal = 0.944 y $\omega = 0.947$ en MCO). En las dos muestras, el factor de cepillado tuvo una VME menor

que 0.50 (VME = 0.304 en MPG, y 0.323 en MCO), presentó una consistencia interna cuestionable (α ordinal = 0.628 y $\omega = 0.637$ en MPG, y α ordinal = 0.633 y $\omega = 0.645$ en MCO), y la varianza compartida con el otro factor fue mayor que su VME ($r^2_{\xi_1, \xi_2} = 0.421$ en MPG, y 0.516 en MCO), por lo que no satisfizo el criterio de validez discriminante (Figuras 1 y 2).

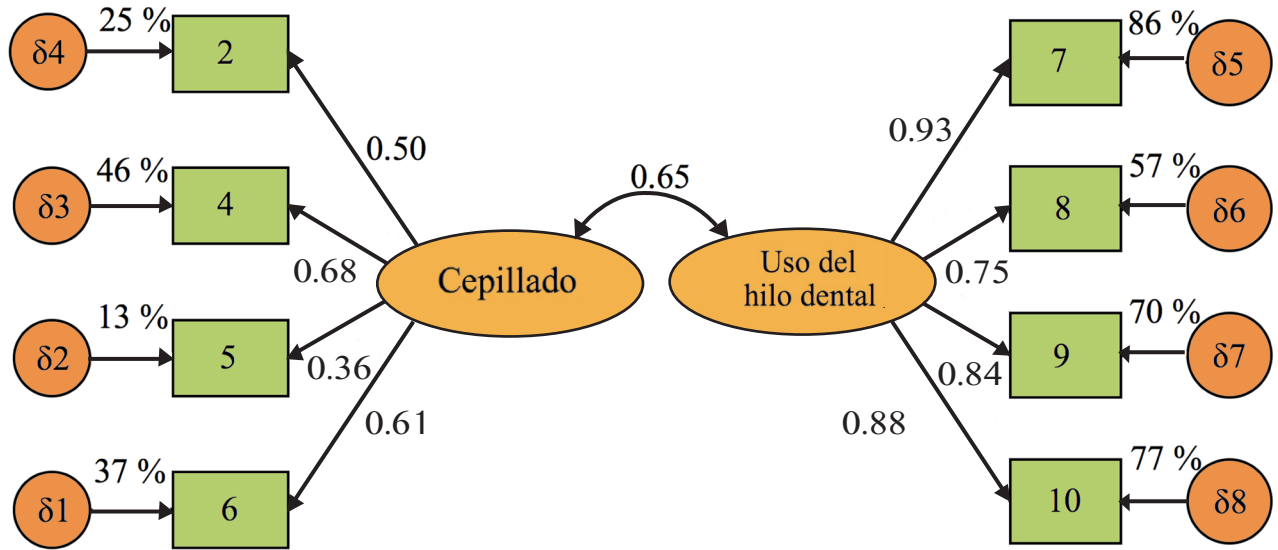
Todos los índices de ajuste fueron buenos en el modelo sin constricciones; también en el modelo con constricciones en los pesos de medida (PM), salvo dos con valores aceptables ($\chi^2/\text{gl} = 2.133$ y SRMR = 0.069). Entre estos dos modelos, las diferencias en los estadísticos NFI, IFI, RFI y NNFI fueron menores que 0.01 y el cociente entre la diferencia de los estadísticos chi-cuadrado y la

■ **Tabla 2. Matriz factorial del modelo de un factor y matriz estructural del modelo de dos factores.**
Table 2. Factor matrix of the one-factor model and structural matrix of the two-factor model.

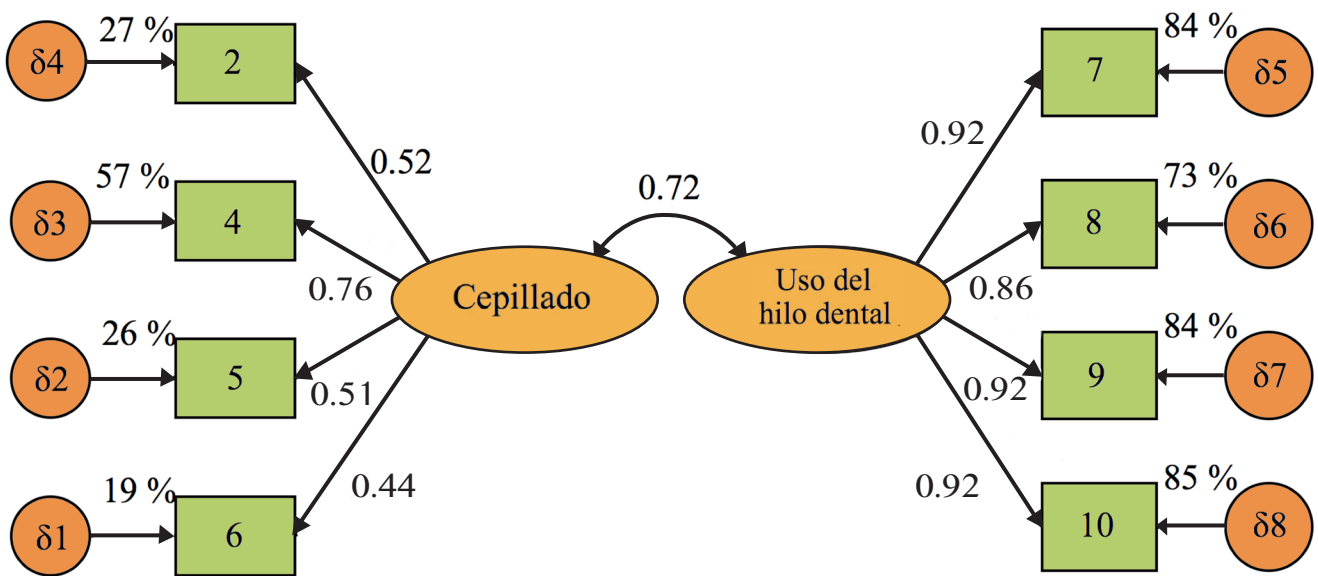
Ítems	MPG			MCO		
	Población general			Clínica		
	FG	F1	F2	FG	F1	F2
2	0.330	0.310	0.470	0.405	0.378	0.442
4	0.424	0.392	0.733	0.530	0.477	0.817
5	0.180	0.151	0.480	0.371	0.338	0.516
6	0.440	0.420	0.512	0.305	0.278	0.432
7	0.934	0.947	0.561	0.939	0.960	0.612
8	0.687	0.670	0.623	0.800	0.775	0.771
9	0.882	0.888	0.499	0.929	0.930	0.654
10	0.897	0.902	0.518	0.932	0.938	0.651
Núm. ítems	8	4	4	8	4	4
α ordinal	0.833	0.911	0.628 0.693*	0.865	0.944	0.633 0.727*
ω	0.833	0.917	0.637 0.703*	0.870	0.947	0.645 0.742*
VME	0.430	0.737	0.313	0.491	0.817	0.329

Método de extracción: Residuo mínimo. Rotación: Promax. FG = Factor general. Modelo de dos factores: F1 = uso del hilo dental y F2 = cepillado dental.

Num. ítems = número de ítems para el cálculo de la consistencia interna. En negrilla se señalan los ítems que configuran cada factor, al presentar sus cargas factoriales más altas en el factor. α ordinal = coeficiente alfa ordinal. ω = coeficiente omega de McDonald. *incluido el ítem 8 como un quinto indicador en el cálculo de la consistencia interna. VME = varianza media extraída.



■ Figura 1. Modelo de dos factores en la muestra de población general.
 Figure 1. Two-factor model in the general population sample.



■ Figura 2. Modelo de dos factores en la muestra clínica odontológica.
 Figure 2. Two-factor model in the dental clinic sample.

de los grados de libertad fue menor que 5 ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 4.732$). En los modelos con constricciones en las varianzas-covarianzas y en los residuos de medida, hubo índices de mal ajuste ($\chi^2/gl > 3$ en ambos modelos, y SRMR > 0.10 en el modelo con constricciones en las varianzas-covarianzas) y aparecieron más índices con ajuste aceptable (NFI y NNFI < 0.95 y SRMR > 0.07). Estos dos últimos modelos presentaron un ajuste semejante entre sí, con diferencias en los estadísticos NFI, IFI, RFI y NNFI menores o iguales que 0.01, y un cociente entre la diferencia de los estadísticos chi-cuadrado y la de los grados de libertad menor que 5 ($\Delta\chi^2/\Delta gl = 4.091$). Además, este fue dife-

rencialmente peor, en comparación con los modelos con menos constricciones. Estos datos reflejan que el modelo es adecuado para ambas muestras, pero no estrictamente invariante. La diferencia se marca a nivel de varianzas-covarianzas. En la MCO, la correlación entre los dos factores fue mayor, la varianza del factor de cepillado menor, y la de uso del hilo dental mayor que en la MPG (Tabla 3). Al hacer el contraste unigrupo, todos los índices mostraron buen ajuste a los datos en las dos muestras. La parsimonia fue alta (RP = 0.679), además el índice GFI parsimonioso alcanzó un valor mayor que 0.50, y los índices NFI y CFI parsimoniosos fueron mayores que 0.60 (Tabla 3).

■ **Tabla 3.** Índices de ajuste del modelo de dos factores sin carga cruzada.
Table 3. Fit indexes of the two-factor model without cross-loadings.

Ítems	Ajuste		Unigrupo		Multigrupo			
	Interpretación		MCO	MPG	Modelos anidados en constricciones			
	Bueno	Malo			SC	PM	VC	RM
χ^2	$> 2*gl$	$> 3*gl$	35.392	30.063	65.456	93.846	207.325	240.052
gl			19	19	38	44	47	55
χ^2/gl	≤ 2	> 3	1.863	1.582	1.723	2.133	4.411	4.365
GFI	≥ 0.95	< 0.90	0.990	0.987	0.989	0.984	0.966	0.960
AGFI	≥ 0.90	< 0.85	0.982	0.976	0.979	0.975	0.947	0.948
PGFI	≥ 0.50		0.523	0.521	0.522	0.602	0.630	0.733
NFI	≥ 0.95	< 0.90	0.984	0.975	0.981	0.973	0.940	0.930
NNFI	≥ 0.95	< 0.90	0.989	0.986	0.988	0.981	0.943	0.944
CFI	≥ 0.95	< 0.90	0.993	0.991	0.992	0.985	0.953	0.945
RFI	≥ 0.90	< 0.85	0.977	0.963	0.972	0.965	0.928	0.929
IFI	≥ 0.95	< 0.90	0.993	0.991	0.992	0.985	0.953	0.945
SRMR	≤ 0.06	> 0.10	0.055	0.055	0.055	0.069	0.109	0.072
RP			0.679	0.679	0.679	0.786	0.839	0.982
PNFI	≥ 0.60		0.668	0.661	0.666	0.764	0.789	0.914
PCFI	≥ 0.60		0.674	0.673	0.673	0.774	0.799	0.928

Unigrupo: MCO = muestra clínica odontológica y MPG = muestra de población general. Multigrupo: SC = Sin constricciones, PM = con constricciones en los pesos de medida, VC = con constricciones en las varianzas-covarianzas y RM = con constricciones en los residuos de medida. Modelo independiente: Unigrupo: MCO ($\chi^2[28, N = 240] = 2240.974$) y MPG ($\chi^2[28, N = 256] = 1194.469$); Multigrupo ($\chi^2[56, N = 496] = 3435.595$).

Al especificar una carga cruzada en el ítem 8, desde los resultados del AFE, todos los parámetros fueron admisibles y significativos en los cuatro modelos anidados en la MCO y MPG. En el modelo sin constricciones, la correlación entre los dos factores fue alta en la MPG ($r_{\xi_1, \xi_2} = 0.578$, 95 % IC: 0.446, 0.698, $P < 0.001$) y en la MCO ($r_{\xi_1, \xi_2} = 0.649$, 95 % IC: 0.530, 0.751, $P < 0.001$), siendo en ambas menores que 0.70. Hubo solapamiento en la estimación de cada parámetro, con un intervalo de confianza del 95 % entre la MPG y MCO en los cuatro modelos anidados, salvo en el peso del factor de cepillado sobre el ítem 9 ($\lambda = 0.870$ [0.817, 0.911] en MPG, y 0.945 [0.918, 0.972] en MCO en el modelo sin constricciones). En las dos muestras, el factor de uso del hilo dental tuvo una VME mayor que 0.50 y mostró validez discriminante (VME = 0.680 > $r^2_{\xi_1, \xi_2} = 0.334$ en MPG, y VME = 0.674 > $r^2_{\xi_1, \xi_2} = 0.421$ en MCO), aparte de una consistencia interna muy alta (α ordinal = 0.911 y 0.907 en MPG, y 0.944 y 0.889 en MCO). En la MCO, la consistencia interna del factor de cepillado fue aceptable por el coeficiente α ordinal (> 0.70), pero cuestionable por el coeficiente ω de McDonald ($\omega = 0.674$). En la MPG, fue cuestionable por los dos índices (α ordinal = 0.693 y $\omega = 0.633$). Los valores de VME del factor de cepillado fueron menores que el criterio de validez convergente, esto es menores que 0.50, en las dos muestras, con valores ligeramente más bajos que sin la carga cruzada, y fueron menores que la correlación compartida entre los dos factores o criterio de validez discriminante (VME = 0.269 < $r^2_{\xi_1, \xi_2} = 0.334$ en MPG, y VME = 0.302 < $r^2_{\xi_1, \xi_2} = 0.421$ en MCO) (Figuras 3 y 4). En el modelo con más constricciones, cuyos parámetros son los mismos en ambas muestras, la VME del factor de cepillado fue menor que 0.50 (VME = 0.285) y que la varianza compartida entre los dos factores ($r^2 = 0.364$), por lo que su validez discriminante no quedó establecida dentro del modelo.

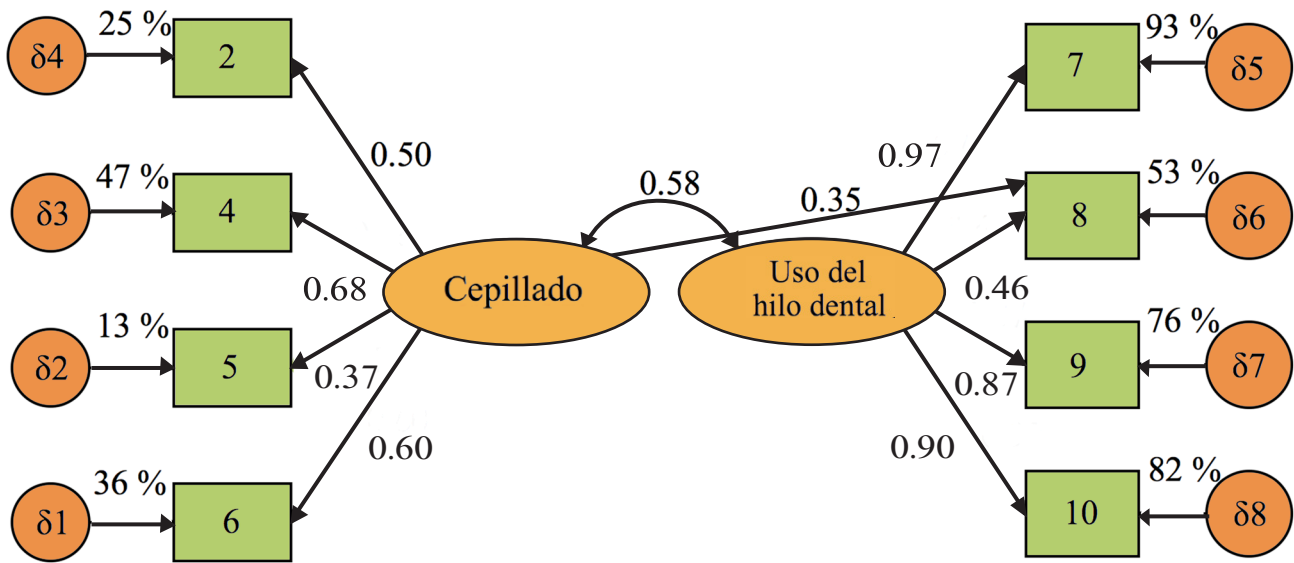
En los modelos sin constricciones y con constricciones en los pesos de medida, todos los

índices de ajuste fueron buenos, tuvieron una bondad de ajuste equivalente con base en los índices de ajuste relativos diferenciales (Δ NFI = 0.008, Δ NNFI = 0.008, Δ IFI = 0.006, Δ RFI = 0.009, Δ CFI = 0.006 y $\Delta\chi^2/\Delta$ gl = 4.134), y ésta fue mayor que en los modelos con constricciones en las varianzas-covarianzas y en los pesos de medida con base en los índices de ajuste relativos diferenciales. En estos dos últimos modelos el ajuste fue bueno por los índices GFI, AGFI, NNFI, RFI, IFI y CFI (> 0.95), y adecuado por NFI (> 0.90 y SRMR > 0.06), pero hubo dos índices de mal ajuste ($\chi^2/\text{gl} > 3$ en ambos modelos y SRMR > 0.10 en el modelo con constricciones en las varianzas o varianzas). La bondad de ajuste entre ambos modelos fue equivalente (Δ NFI = 0.009, Δ NNFI = 0, Δ IFI = 0.007, Δ RFI = 0.001, Δ CFI = 0.007 y $\Delta\chi^2/\Delta$ gl = 4.091). No se sostuvo la invarianza a nivel de varianzas y covarianzas de los factores y varianzas de los residuos, pero sí a nivel de pesos de medida, y en ambas muestras el modelo de dos factores tuvieron un ajuste aceptable (Tabla 4).

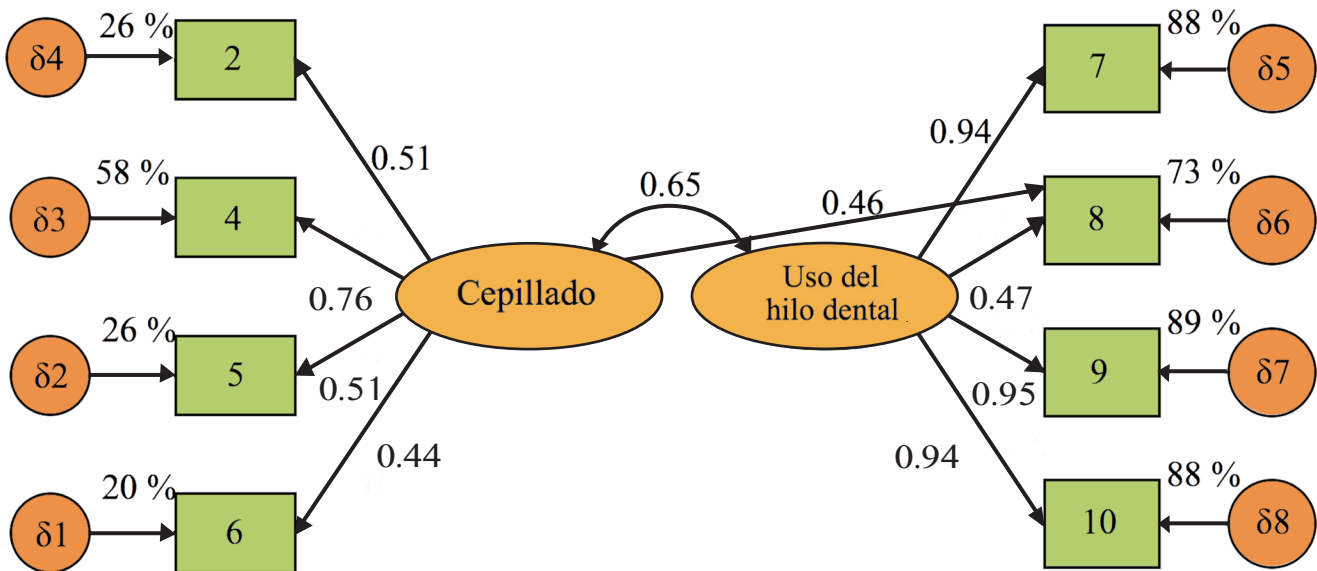
Al hacer el contraste unigrupo, la bondad de ajuste se mantuvo por todos los índices de ajuste. La chi-cuadrada bajó de 1 en la MCO, pudiendo reflejar excesiva parametrización ($\chi^2/\text{gl} = 0.970$). La parsimonia descendió ligeramente, siendo alta (RP = 0.643). En las dos muestras, los índices NFI y CFI parsimoniosos fueron mayores que 0.60, pero los índices GFI parsimoniosos descendieron de 0.50 (PGFI = 0.496 en MPG, y 0.498 en MCO) (Tabla 4).

DISCUSIÓN

Al estudiarse las propiedades métricas, se hallaron problemas importantes de consistencia interna en dos de los diez ítems. En el ítem 1, sobre la frecuencia de no cepillado de dientes en todo el día, se observó una distribución bastante uniforme a lo largo de sus cinco categorías ordenadas de respuesta; pero esta distribución fue mucho menos uniforme en el resto. En el ítem 3, de uso de la pasta dental durante el cepillado



■ Figura 3. Modelo de dos factores con una carga cruzada en la muestra de población general.
 Figure 3. Two-factor model with a cross-loading in the general population sample.



■ Figura 4. Modelo de dos factores con una carga cruzada en la muestra clínica odontológica.
 Figure 4. Two-factor model with a cross-loading in the dental clinic sample.

se presentó efecto techo (caso opuesto al ítem 1), al ser esta una situación muy frecuente. El uso de pasta dental es común tanto en personas con malos como con buenos hábitos de higiene bucal, y no lavarse los dientes en todo el día tampoco permite caracterizar bien al grupo de personas con malos hábitos, por lo que se optó por eliminarlos. Debe señalarse que se esperaba que el ítem 1 pudiera presentar las propiedades más débiles, al ser el único redactado en sentido inverso al constructo de higiene bucal, por lo que se ubicó al principio de la escala, y se redactaron muy claras sus opciones de respuesta (nunca, me ha sucedido una o dos veces, varias veces, al menos

una vez al mes, al menos una vez a la semana) (Rodríguez y Moral, 2016). Su falta de homogeneidad con el resto de los ítems no puede atribuirse a lo inusual de la situación, por el contrario, resultó la situación de mala higiene más usual en ambas muestras. Tal vez su ubicación como primer ítem de la escala no logró su cometido de evitar equívocos en la interpretación semántica. Otro motivo de su falta de homogeneidad, puede ser que el hecho de dejarse de lavar los dientes en todo el día responde a situaciones forzosas e imprevistas, que sufren tanto personas con buenos como con malos hábitos, como viajes, trabajos con tiempo límite, enfermedad personal o de familia-

■ **Tabla 4. Índices de ajuste del modelo de dos factores con una carga cruzada para el ítem 8.**
Table 4. Fit indexes of the two-factor model with a cross-loading for item 8.

Ítems	Ajuste		Unigrupo		Multigrupo			
	Interpretación		MCO	MPG	Modelos anidados en constricciones			
	Bueno	Malo			SC	PM	VC	RM
χ^2	> 2*gl	> 3*gl	17.463	18.482	35.945	64.882	177.919	2100.647
gl			18	18	36	43	46	54
χ^2/gl	≤ 2	> 3	0.970	1.027	0.998	1.509	3.868	3.901
GFI	≥ 0.95	< 0.90	0.995	0.992	0.994	0.989	0.971	0.965
AGFI	≥ 0.90	< 0.85	0.990	0.984	0.988	0.982	0.954	0.953
PGFI	≥ 0.50		0.498	0.496	0.497	0.591	0.620	0.724
NFI	≥ 0.95	< 0.90	0.992	0.985	0.990	0.981	0.948	0.939
NNFI	≥ 0.95	< 0.90	1	0.999	1	0.992	0.952	0.952
CFI	≥ 0.95	< 0.90	1	1	1	0.994	0.961	0.954
RFI	≥ 0.90	< 0.85	0.988	0.976	0.984	0.975	0.937	0.936
IFI	≥ 0.95	< 0.90	1	1	1	0.994	0.961	0.954
SRMR	≤ 0.06	> 0.10	0.041	0.040	0.040	0.059	0.103	0.061
RP			0.643	0.643	0.643	0.768	0.821	0.964
PNFI	≥ 0.60		0.638	0.633	0.636	0.753	0.779	0.905
PCFI	≥ 0.60		0.643	0.643	0.643	0.763	0.789	0.919

Unigrupo: MCO = muestra clínica odontológica y MPG = muestra de población general. Multigrupo: SC = Sin constricciones, PM = con constricciones en los pesos de medida, VC = con constricciones en las varianzas-covarianzas y RM = con constricciones en los residuos de medida. Modelo independiente: Unigrupo: T ($\chi^2[28, N = 496] = 3\ 306.260$, C ($\chi^2[28, N = 240] = 2\ 240.974$ y PG ($\chi^2[28, N = 256] = 1194.469$); Multigrupo ($\chi^2[56, N = 496] = 3\ 435.595$).

res, entre otros. Se requeriría una mayor indagación para dilucidar la raíz del problema de falta de homogeneidad de este ítem.

Al explorar la estructura factorial de los ítems seleccionados, se encontraron los dos factores esperados de cepillado y uso del hilo dental. La convergencia de los criterios de determinación del número de factores fue en dos, lo que confirma la expectativa. Además, la necesidad de un modelo bifactorial, para explicar la covarianza subyacente, viene apoyada por los problemas de cargas bajas de los ítems correspondientes al factor de cepillado en el factor general (factor único), así como por la leve mejoría de la consistencia interna con la eliminación de los mismos.

En relación con el factor de uso del hilo dental, este mostró una consistencia interna muy alta y tuvo validez discriminante. El factor de cepillado fue más heterogéneo en el comportamiento de sus ítems, tuvo menor proporción de varianza propia y mayor proporción de varianza no explicada o compartida que el factor de uso del hilo dental. Su consistencia interna fue débil, pero con la inclusión de un ítem con carga cruzada, el ítem 8, pasó a ser aceptable. Este ítem, sobre la atención prestada a la limpieza del espacio interdental, parece estar recibiendo una doble lectura. Por una parte, en relación con el uso del hilo dental, pero también con un adecuado cepillado, lo que motiva que tenga esa carga cruzada en los dos factores. Se podría hacer más clara su redacción como indicador del factor de uso del hilo dental: ¿cuánta atención presta a la limpieza del espacio interdental con el uso del hilo dental?. Asimismo, se podría añadir un ítem para el factor de cepillado a colación de esta ambigüedad: ¿cuánta atención presta a la limpieza del espacio entre los dientes al usar el cepillo dental?. No obstante, el cepillo dental no es adecuado para este fin, y por este motivo no es recomendado para la limpieza interdental

(Wilder y Bray, 2016), por lo que sería un ítem inadecuado que probablemente funcione mal en la escala.

Al contrastar la invarianza del modelo factorial entre la MPG y MCO, se especificaron dos modelos: el de dos factores correlacionados (con cuatro indicadores cada uno), con residuos independientes y sin cargas cruzadas, y el modelo con el ítem 8 con carga cruzada. En ambos modelos, las propiedades de invarianza fueron buenas. Todos los parámetros fueron significativos y equivalentes entre MPG y MCO, salvo el peso del factor de cepillado sobre el ítem 8, que fue mayor en MCO que en MPG, dentro del modelo con la carga cruzada. Los modelos sin constricciones y con constricciones en los pesos de medida tuvieron un buen ajuste y éste fue equivalente entre ambos; pero el ajuste de ambos modelos fue mejor que el de los otros dos modelos anidados, siendo el ajuste de estos dos últimos (que son más restrictivos) equivalente entre sí, por lo que no se observa una clara ventaja de añadir la carga cruzada del ítem 8.

El modelo sin carga cruzada mostró bondad de ajuste en los contrastes unigrupo, adecuadas propiedades de invarianza entre MPG y MCO, resultó el más parsimonioso y sin señales de sobreparametrización ($\chi^2/gf < 1$), tuvo buenas propiedades de consistencia interna y validez discriminante en el factor de uso del hilo dental, contó con la mayor VME en el factor de cepillado y presentó todos los parámetros equivalentes entre MPG y MCO. Aunado a que no se observó una mejoría sustantiva de la consistencia interna del factor de cepillado con el ítem 8 (carga cruzada), al ser estimada por el coeficiente ω de McDonald en el AFC. Todos estos argumentos conducen a afirmar que es mejor opción que el modelo con la carga cruzada. Si en un futuro se modifica la redacción del ítem 8, haciéndolo más específico (por ejemplo, cuánta atención presta a la limpieza del espacio interdental con el

uso del hilo dental), contemplar su carga cruzada no va a conllevar ninguna mejoría en la consistencia interna del factor de cepillado, ni ninguna mejoría en la bondad de ajuste.

Como limitación del estudio, debe señalarse el uso de una muestra no probabilística. Como fortaleza puede mencionarse la realización de los análisis de forma independiente en cada muestra, sin agruparlas en una total, al corresponder éstas a poblaciones distintas. Asimismo, se tiene el hecho de contar con más de 20 casos por cada ítem (análisis factorial exploratorio) o parámetro a estimar (análisis factorial confirmatorio). También cabe destacar el uso de técnicas de análisis adecuadas para variables ordinales, como r_{PC} , ULS, PCS y coeficiente alfa ordinal, así como métodos rigurosos para determinar el número de factores.

En futuras investigaciones se sugiere aplicar el ítem 8 con una redacción más específica al factor de uso de hilo dental; comprobar el modelo de dos factores sin cargas cruzadas; describir la distribución de la EHBB y sus dos factores, usando un muestreo probabilístico; estudiar la estabilidad temporal y aportar más evidencias de validez, por ejemplo, a través de la validación cruzada entre ambos sexos o a través de la validez concurrente con el índice de placa bacteriana medido por el Índice de Higiene Oral Simplificado (Sabounchi y col., 2016).

CONCLUSIONES

La Escala de Hábitos de Higiene Bucal (EHBB) mostró ser adecuada para diagnosticar los hábitos de higiene bucal en el sector salud, al analizar dos factores determinantes: el uso del cepillado dental y el uso del hilo dental. Sin embargo, la consistencia interna mejoró significativamente al eliminar el ítem 1, sobre frecuencia del cepillado dental, y el ítem 3, sobre el uso de pasta dental durante el cepillado. El ítem 8, sobre la atención prestada a la limpieza del espacio interdental, parece presentar una doble interpretación, que lo hace saturar en los dos factores. El cuidado de la limpieza interdental se puede entender desde el uso del hilo dental y desde el uso del cepillo dental. El primer factor tuvo una consistencia interna alta, validez convergente y discriminante. El segundo obtuvo una consistencia interna cuestionable que mejoró a aceptable al incluirse el ítem 8. El modelo de dos factores tuvo propiedades de invarianza aceptables y buen ajuste en cada muestra, incluyendo o no la carga cruzada del ítem 8. La EHBB reducida a ocho ítems, puede aplicarse en población abierta y población clínica odontológica, analizando tanto la puntuación total (suma de los 8 ítems), como puntuaciones para cada uno de los dos factores y se puede añadir el ítem 8, del factor de uso del hilo dental, a la suma de los 4 ítems que definen el factor de cepillado.

REFERENCIAS

American Dental Association (2017). Mouth healthy: brushing your teeth. [En línea]. Disponible en: <http://www.mouthhealthy.org/en/az-topics/b/brushing-your-teeth>. Fecha de consulta: 7 de enero de 2017.

Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming* (Tercera edición.). New York, NY: Routledge. 437 Pp.

Campo-Arias, A., Herazo, E. y Oviedo, H. E. (2012).

Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Revista colombiana de psiquiatría*. 41(3): 659-671.

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(8): 1-14.

Escobar, J. y Cuervo, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a

su utilización. *Avances en Medición*. 6(1):27-36.

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

Luján, J. A. y Cardona, J. A. (2015). Construcción y validación de escalas de medición en salud: revisión de propiedades psicométricas. *Archivos de Medicina*. 11(3): 1-10.

Méndez, C. y Rondón, M. A. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista colombiana de psiquiatría*. 41(1): 197-207.

Mulaik, S. A. (2005). Parsimony/Occham's razor. *Encyclopedia of statistics in behavioral science*. 2: 869-875.

Rodríguez, N. I. and Moral, J. (2016). Design and content validation of the Oral Hygiene Habits Scale. *Journal of Oral Research*. 5(4):159-167.

Sabounchi, S. S., Torkzaban, P., Sabounchi, S. S., and Ahmadi, R. R. (2016). Association of oral health behavior-related factors with periodontal health and oral hygiene. *Avicenna Journal of Dental Research*. 8(2): e29827.

Secretaría de Salud (2014). Decreto por el que se reforman, adicionan y derogan diversas disposiciones del Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud, en *Diario Oficial de la Federación*. [En línea]. Disponible en: http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg_LGS_MIS.pdf. Fecha de consulta: 7 de enero de 2017.

Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (Cuarta edición). México: Trillas. 118 Pp.

Téllez, A., García, C. H., and Corral-Verdugo, V. (2015). Effect size, confidence intervals and statistical power in psychological research. *Psychology in Russia: State of the Art*. 8(3):27-46.

Vano, M., Gennai, S., Karapetsa, D., Miceli, M., Giuca, M. R., Gabriele, M., and Graziani, F. (2014). The influence of educational level and oral hygiene behaviours on DMFT index and CPITN index in an adult Italian population: an epidemiological study. *International Journal of Dental Hygiene*. 13(2):151-157.

Wilder, R. S. and Bray, K. S. (2016). Improving periodontal outcomes: merging clinical and beha-

vioral science. *Periodontology 2000*. 71(1): 65-81.

Yang, Y. and Green, S. B. (2010). A note on structural equation modeling estimates of reliability. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 17(1):66-81.