

Propiedades psicométricas del instrumento adaptado *European Health Literacy Survey Questionnaire short-short form*

Fábio Luiz Mialhe¹

 <https://orcid.org/0000-0001-6465-0959>

Katarinne Lima Moraes²

 <https://orcid.org/0000-0001-6169-0461>

Fernanda Maria Rovai Bado^{1,3}

 <https://orcid.org/0000-0002-7974-5456>

Virginia Visconde Brasil⁴

 <https://orcid.org/0000-0002-0279-9878>

Helena Alves De Carvalho Sampaio⁵

 <https://orcid.org/0000-0000-5353-8259>

Flávio Rebutini⁶

 <https://orcid.org/0000-0002-3746-3266>

¹ Universidade Estadual de Campinas, Faculdade de Odontologia de Piracicaba, Piracicaba, SP, Brasil.

² Universidade Federal de Jataí, Curso de Enfermagem, Jataí, GO, Brasil.

³ Secretaria Municipal de Saúde, Piracicaba, SP, Brasil.

⁴ Universidade Federal de Goiás, Faculdade de Enfermagem, Goiânia, GO, Brasil.

⁵ Universidade Estadual do Ceará, Benfica, Fortaleza, CE, Brasil.

⁶ Universidade de São Paulo, Escola de Artes, Ciências e Humanidades, São Paulo, SP, Brasil.

Objetivo: investigar las propiedades psicométricas de la versión en portugués brasileño del cuestionario de alfabetización en salud *European Health Literacy Survey Questionnaire short-short form* (HLS-EU-Q6) en adultos brasileños. **Método:** el instrumento fue traducido y probado primero en una muestra de 50 individuos. Luego, se aplicó a una muestra de 783 individuos adultos. Los datos pasaron por un proceso adecuado de prueba de las propiedades, con la combinación de técnicas de Análisis Factorial Exploratorio, Análisis Factorial Confirmatorio y Teoría de Respuesta al Ítem. Para evaluar la confiabilidad se utilizaron los indicadores alfa de Cronbach y Omega de McDonald's. Se aplicó validación cruzada con análisis de datos completo. **Resultados:** la mayoría de los participantes era de sexo femenino (68,1%), con una edad media de 38,6 (dt = 14,5) años y el 33,5% cursó hasta la educación primaria. Los resultados indicaron un modelo unidimensional con una varianza explicada de 71,23%, niveles adecuados de carga factorial, comunalidades y discriminación de ítems, así como estabilidad y replicabilidad del instrumento a otras poblaciones. **Conclusión:** la versión brasileña de HLS-EU-Q6 indicó que el instrumento es apto para su aplicación indiscriminada en la población a la que se destina para evaluar los niveles de alfabetización en salud.

Descriptor: Alfabetización en Salud; Promoción de la Salud; Estudio de Validación; Encuestas y Cuestionarios; Sistema Único de Salud; Adulto.

Cómo citar este artículo

Mialhe FL, Moraes KL, Bado FMR, Brasil VV, Sampaio HAC, Rebutini F. Psychometric properties of the adapted instrument *European Health Literacy Survey Questionnaire short-short form*. Rev. Latino-Am. Enfermagem. 2021;29:e3436. [Access   ]; Available in:  <http://dx.doi.org/10.1590/1518-8345.4362.3436>.

Introducción

La Alfabetización en Salud (*Letramento em Saúde*) es un constructo relacionado con el uso de múltiples formas de información en salud en los más variados contextos⁽¹⁾. Aunque existen varias definiciones, que incluyen características personales, recursos sociales y el rol de los servicios de salud en este proceso⁽¹⁻²⁾, para la Organización Mundial de la Salud (OMS), la Alfabetización en Salud (AS) se refiere a conocimientos, motivaciones y habilidades de las personas para acceder, comprender, juzgar y aplicar la información en salud, para que puedan tomar decisiones que les ayuden a desenvolverse en los sistemas de salud, así como también a promover, prevenir y cuidar su salud⁽¹⁾.

Los estudios indican que los bajos niveles de AS están relacionados con una menor participación en actividades que promueven la salud y la prevención de enfermedades, elecciones de salud menos acertadas, menor desempeño en el autocontrol de enfermedades crónicas, mayor frecuencia de hospitalizaciones y casos de morbilidad y mortalidad, con un consiguiente aumento de los costos para los sistemas de salud^(1,3). Por ende, la AS es considerada por la OMS como un importante determinante social de la salud, influenciado por las características socioeconómicas, culturales y el funcionamiento de los sistemas de salud⁽¹⁾.

Ya se han desarrollado varios instrumentos para medir este constructo en individuos y poblaciones⁽⁴⁻⁵⁾, sin embargo, la mayoría evalúa solo las características funcionales de la AS, es decir, las habilidades personales para leer y comprender información escrita y oral relacionada con la salud^(1,6). Para superar esta brecha, una asociación europea de instituciones de investigación desarrolló un modelo multidimensional e integrador de AS y desarrolló un instrumento para su medición que consta de 47 ítems, denominado HLS-EU-Q47^(1,7). El cuestionario HLS-EU-Q47 evalúa las habilidades individuales para comprender, evaluar y aplicar información relacionada con la salud y se desarrolló sobre la base de un modelo conceptual de alfabetización que integra tres dominios: atención de la salud (16 preguntas), promoción de la salud (16 preguntas) y prevención de enfermedades (15 preguntas). Sus opciones de respuesta están organizadas de acuerdo con una escala Likert de cuatro puntos que va de 1, para muy difícil, a 4, para muy fácil⁽⁷⁻⁹⁾. Debido a que se tarda unos 10 minutos en completarlo, se han desarrollado versiones más cortas, es decir, el HLS-EU-Q16 (*short form*) y el HLS-EU-Q6 (*short short form*), que tienen 16 y seis preguntas, respectivamente⁽⁹⁾. Sin embargo, hasta la fecha, pocos estudios han utilizado HLS-EU-Q6^(7,9-12) y/o evaluado sus propiedades

psicométricas⁽¹³⁻¹⁴⁾, mostrando la importancia de probarlo de manera más sólida en otras poblaciones.

Aunque la mayor parte de la investigación sobre AS se concentra en el continente europeo, Norteamérica y Australia⁽¹⁻²⁾, se ha observado una expansión de los estudios en otras partes del mundo en la última década, como en Brasil⁽¹⁵⁻¹⁶⁾, incluida la creación de la Red Brasileña de Alfabetización en Salud (*Rede Brasileira de Letramento em Saúde*, REBRALS). Teniendo en cuenta el bajo nivel educativo y las dificultades para comprender las recomendaciones profesionales de la población brasileña⁽¹⁵⁻¹⁶⁾, es importante que existan instrumentos sencillos y breves para medir el constructo de AS en este contexto, para que sea aplicable en la práctica de servicios de salud.

En Brasil, el término *literacy* se ha traducido como *alfabetização*, *literacia* y *letramento*⁽¹⁷⁾. Sin embargo⁽¹⁷⁾, aunque ambos procesos son inseparables, la *alfabetização* debe entenderse como el "proceso de adquisición y apropiación del sistema escrito, alfabético y ortográfico" mientras que *letramento* como "el desarrollo de las habilidades de lectura y escritura en prácticas sociales que involucran el lenguaje escrito, y actitudes positivas hacia esas prácticas".

A pesar de este fructífero contexto de investigación, también se observa que, hasta la fecha, fueron validados pocos instrumentos para medir la AS en la población brasileña que además de medir sus aspectos funcionales, incorporen aspectos más amplios del constructo y sean de fácil y rápida aplicación⁽¹⁸⁾. Por lo tanto, el objetivo del presente estudio fue analizar la evidencia de las propiedades psicométricas del instrumento HLS-EU-Q6, validado para el portugués brasileño.

Método

El proyecto de investigación fue presentado y aprobado por el Comité de Ética en Investigación (CAAE: 58131216.5.0000.5418). Inicialmente, se solicitó a la Prof^{ra} Kristine Sørensen, autora responsable del instrumento, que autorizara su traducción al portugués brasileño.

El instrumento fue traducido y adaptado de acuerdo a las recomendaciones de la literatura⁽¹⁹⁻²⁰⁾. Para ello, la versión original del cuestionario HLS-EU-Q47 fue traducida del inglés al portugués brasileño por dos profesores de inglés y un investigador en salud con conocimiento del idioma inglés.

La versión de consenso fue luego traducida al inglés (*back-translation*) por dos traductores nativos de habla inglesa que no participaron en la primera etapa de la traducción. Un comité de expertos, compuesto por seis *experts* en salud con experiencia en el campo de la

Alfabetización en Salud y con un alto nivel de dominio del inglés y por un profesor de portugués y lingüístico, evaluó todo el proceso de traducción y retrotraducción y propuso una versión final del instrumento, cuya versión en inglés fue sometida a evaluación y aprobación por el autor responsable. A continuación, se aplicó la versión de HLS-EU-Q47 a 50 personas adultas, usuarios de los servicios de salud en los municipios de Piracicaba, SP; São Paulo, SP; Aparecida de Goiânia, GO y Fortaleza, CE, seleccionados al azar. No hubo necesidad de cambios en el instrumento después de esta fase de prueba previa.

La evaluación de las propiedades psicométricas del HLS-EU-Q6 se realizó mediante un estudio transversal con una muestra de 783 individuos adultos. Entre ellos, 320 vivían en un área adscrita a una Unidad Básica de Salud (UBS) ubicada en la ciudad de São Paulo, SP y 293 vivían en áreas cercanas a tres Unidades de Salud Familiar (USF) ubicadas en la ciudad de Piracicaba, SP. Las residencias fueron seleccionadas al azar. Con el registro de los usuarios y con la ayuda de un programa de telefonía celular, se invitó a las personas a participar en la investigación y se las entrevistó en sus hogares. Además, participaron en el estudio 50 personas que estaban como acompañantes esperando en la sala de espera de una institución de referencia para el tratamiento del cáncer en Fortaleza, CE y fueron invitadas aleatoriamente a participar en la investigación. Finalmente, se invitó aleatoriamente a 120 usuarios de una USF ubicada en Aparecida de Goiânia, GO que esperaban asistencia en la sala de espera y aceptaron participar en la investigación.

Para el cálculo del tamaño de la muestra se consideró una proporción de al menos 15 adultos para cada pregunta del cuestionario, superior a la recomendación general encontrada en la literatura de 10:1, lo que permite análisis más precisos⁽²¹⁾.

El cuestionario HLS-EU-Q6 se denomina *short-short form* y consta de seis preguntas de HLS-EU-Q47(7,9) [En una escala que va de "muy fácil" a "muy difícil", ¿Con qué facilidad Ud. Puede?: 1. ¿evaluar cuándo necesita una segunda opinión de otro médico?; 2. ¿utilizar la información que le brinda su médico para tomar decisiones sobre su enfermedad?; 3. ¿encontrar información sobre cómo lidiar con los problemas de salud mental, como el estrés o la depresión?; 4. ¿evaluar si la información sobre riesgos para la salud disponible en los medios de comunicación es confiable? (por ejemplo, televisión, Internet u otros medios de comunicación); 5. ¿encontrar información sobre actividades que son beneficiosas para su bienestar mental? (por ejemplo, meditación, ejercicio, caminata, pilates, etc.); 6 ¿entender la información disponible en los medios de comunicación sobre cómo mantenerse más saludable? (por ejemplo, Internet, periódicos, revistas)]. Las preguntas

1 y 2 están relacionadas con la evaluación y aplicación de información relevante para la salud en el campo de la atención de la salud, mientras que las preguntas 3 y 4 tratan de buscar/acceder y evaluar información en el campo de la prevención de enfermedades. Finalmente, las preguntas 5 y 6 investigan la capacidad del individuo para encontrar/acceder y comprender información relevante para la salud en el campo de la promoción de la salud^(7,9).

La puntuación final individual es un promedio, es la suma de las respuestas a las seis preguntas dividida por el número de ítems respondidos. La puntuación se calcula siempre y cuando las respuestas de al menos cinco de las seis preguntas sean diferentes a 1, varía entre 1 y 4, y los valores más altos indican mejores niveles de AS. Según los autores del instrumento, los valores de la puntuación final clasifican a los individuos según tres niveles de AS: inadecuado (≤ 2); problemático (> 2 y ≤ 3); y suficiente (> 3)^(7,9-10).

Para el análisis estadístico, los datos pasaron por un proceso extenso y sólido de prueba de las propiedades, que combinó técnicas de Análisis Factorial Exploratorio (AFE), Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) y Teoría de Respuesta al Ítem (TRI), con el objetivo de buscar evidencia sólida de validación en la etapa de construcción y su estabilidad para otras submuestras. AFE requiere el cumplimiento de varios pasos, tales como: técnicas de inspección de datos, el método de análisis factorial, la técnica de retención y rotación y los índices de calidad de las cargas factoriales⁽²²⁾.

La prueba de dimensionalidad fue realizada por el Análisis Paralelo Robusto mediante la *Optimal implementation of Parallel Analysis* con el *Minimum rank factor analysis* que minimiza la varianza común de los residuales⁽²³⁾. La solidez de la prueba se determinó asociando un *bootstrap* con una extrapolación de muestra a 5000. La estimación de la matriz policórica se realizó utilizando la *Bayes Modal Estimation*⁽²⁴⁾.

La dimensionalidad, en el análisis factorial exploratorio (modelo no restringido), fue probada por el Análisis Paralelo, que ha sido considerada una de las técnicas más efectivas y precisas para probar el número de factores/dimensionalidad⁽²⁵⁻²⁷⁾. Los factores se extrajeron mediante la técnica RULS (*Robust Unweighted Least Squares*), que reduce los residuos de las matrices⁽²⁷⁾.

Como análisis complementario para probar la cantidad de factores, se aplicaron las técnicas de unidimensionalidad/multidimensionalidad⁽²⁸⁾ UNICO (*Unidimensional Congruence* $>0,95$), ECV (*Explained Common Variance* $>0,80$ - QUINN, 2014) y MIREAL (*Mean of Item Residual Absolute Loadings* $<0,30$). Estas técnicas se aplicaron al instrumento y a los ítems. En el caso de los ítems, se utilizaron para garantizar y evaluar si el ítem se

adheriría de manera unidimensional o multidimensional, es decir, si existía la posibilidad de que el ítem cargara significativamente en más de una dimensión. La varianza explicada del instrumento debe ser de alrededor del 60% y las cargas factoriales iniciales deben ser de 0,30⁽²²⁾. Además, se buscan comunalidades medias con valores entre 0,40 y 0,60⁽²⁹⁾. El mantenimiento o la eliminación de un elemento del modelo dependerá de la magnitud de la similitud, las cargas factoriales, el tamaño de la muestra y el grado en que el elemento puede medir el factor y la ausencia de *cross-loading*.

Para confirmar el ajuste de las cargas factoriales, se utilizó la técnica del *Normal-Ogive Graded Response Model*⁽³⁰⁾ para estructura politómica, a través de la Teoría de Respuesta al Ítem. Se adoptó el índice de discriminación del ítem (a), que mide la fuerza de asociación entre el ítem y la variable latente y tiene una interpretación similar a las cargas factoriales del análisis factorial exploratorio⁽³¹⁾ para complementarlo. Se adoptó la recomendación de Baker⁽³²⁾ de que " a " $< 0,65$ se considera un bajo poder de discriminación; entre 0,65 y 1,34 discriminación moderada, entre 1,35 y 1,69 discriminación alta y por encima de 1,70 discriminación muy alta.

Para los índices de ajuste de AFC, se consideraron cargas factoriales mayores a 0.50 y los siguientes índices mínimos de adecuación, considerando el número de participantes y variables: NNFI (*Non-Normed Fit Index* $> 0,95$); CFI (*Comparative Fit Index* $> 0,95$); GFI (*Goodness Fit Index* $> 0,95$); AGFI (*Adjusted Goodness Fit Index* $> 0,95$); RMSEA (*Root Mean Square Error of Aproximation* $< 0,08$) y RMSR (*Root Mean Square of Residuals* $< 0,08$)⁽²²⁾.

La confiabilidad del instrumento se evaluó mediante dos indicadores: Alfa⁽³³⁾ y Omega⁽³⁴⁾. La adopción de dos indicadores buscó incrementar la confiabilidad de la interpretación, ya que se han reportado numerosas inconsistencias de confiabilidad a través del alfa de Cronbach⁽³⁵⁻³⁶⁾.

La replicabilidad del constructo se evaluó mediante el *Generalized G-H Index*⁽³⁷⁾ con un índice mayor a 0,80⁽²⁸⁾ y, para la calidad y efectividad de la estimación factorial, se utilizó el *Factor Determinacy Index*, que apunta a una adecuada estimación de valores superiores a 0,90, *EAP marginal reliability* ($> 0,80$), *Sensibility ratio* ($SR > 2$) y *Expected percentage of true differences* ($EPTD > 90\%$). La aplicación de múltiples indicadores surge de la necesidad de certificar las evidencias de validez del instrumento mediante diversas técnicas. Además, la aplicación e interpretación de los índices de ajuste del modelo (*goodness-of-fit* - GOF), por sí mismos, no garantizan que la solución de análisis factorial sea buena o útil en la práctica, ya que es posible obtener índices de solución satisfactorios basados en ítems de baja calidad⁽³⁸⁻³⁹⁾.

Para incrementar la confiabilidad y replicabilidad del modelo propuesto, se aplicó validación cruzada⁽⁴⁰⁾ y la técnica de *Holdout*⁽⁴¹⁾. Esta técnica divide el banco en una muestra de entrenamiento que puede variar entre 10%, 30% y 50% y otro conjunto de datos, llamado banco de pruebas⁽⁴¹⁾. La base de datos se dividió en 50/50 con una selección aleatoria de los elementos. Se utilizaron para dividir los grupos el sitio *web* Random.org (www.random.org) y la técnica de *random sequence generator*. Los bancos se nombraron de la siguiente manera: muestra completa (MC con 783 casos); muestra 1 (M1 - banco de entrenamiento con 392 casos) y muestra 2 (M2 - banco de pruebas con 391 casos). Otra modificación es que, habitualmente, en los casos de aplicación de AFE y AFC, se tiende a utilizar el primer banco de entrenamiento en AFE y el banco de pruebas en AFC⁽²²⁾. En este estudio se decidió aplicar los procedimientos de análisis con el fin de ampliar la evidencia de validez y la calidad del instrumento. El análisis se extendió a la muestra completa (MC) si el ajuste se produjo en las dos muestras. Los análisis partieron del banco de entrenamiento (muestra 1) y, luego, en los otros dos conjuntos de datos para cada conjunto de técnicas.

Los análisis se realizaron con SPSS 23, AMOS 23 y Factor 10.8.01

Resultados

En el estudio participaron 783 individuos, cuya edad promedio fue de 38,6 (14,5) años, de los cuales el 68,1% ($n = 533$) era de sexo femenino. Además, 262 (33,5%) cursó hasta la educación primaria y el 52,7% utilizó el sistema público de salud como única forma de acceso a los servicios de salud. En cuanto a las características de las submuestras, el 32,5%, 33,7%, 38% y 39% de los participantes era de sexo masculino, respectivamente, en Piracicaba, São Paulo, Aparecida de Goiânia y Fortaleza. La edad media de los participantes fue de 41,6 años; 39,6; 38,2 y 38,1 años, también en ese orden, en Piracicaba, São Paulo, Aparecida de Goiânia y Fortaleza. En cuanto al nivel educativo, 82,6%; 78,3%; 78% y 81,6% de los participantes había completado la escuela secundaria, respectivamente, en Piracicaba, São Paulo, Aparecida de Goiânia y Fortaleza. De los participantes, el 52,7% utilizó el sistema público de salud como única vía de acceso a los servicios de salud.

Solo 91 (1,9%) de las 4.698 respuestas posibles fueron *missing* y el *software* (Factor) simula los efectos de los *missing* para corregir el modelo⁽⁴²⁾.

En cuanto a los análisis psicométricos del instrumento HLS-EU-Q6, los índices de adecuación de la muestra basados en la correlación policórica indicaron buenos niveles de factorización para las tres configuraciones de

bancos. Muestra 1: índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,82), esfericidad de Bartlett = 314,5 (gl = 15; $P < 0,0001$) y determinante de matriz = 0,19 ($< 0,0001$). Muestra 2: KMO = 0,82, esfericidad de Bartlett = 342,8 (gl = 15; $P < 0,0001$) y determinante de matriz = 0,17. Para la muestra completa, el KMO fue 0,84, la esfericidad de Bartlett = 636,6 (gl = 15; $p < 0,0001$) y el determinante de la matriz = 0,19 ($p < 0,0001$).

El primer análisis se centró en el estudio de la dimensionalidad / factores del instrumento y el análisis paralelo (AP) indicó la existencia de una sola dimensión para el instrumento con una varianza explicada del 69,92% de la variable latente, por encima del mínimo recomendado en los modelos iniciales⁽³⁴⁾. Los autovalores también apuntaban a una sola dimensión con un autovalor de 3.62.

No hubo indicios de que este conjunto de elementos pudiera alinearse en un modelo multidimensional.

En la muestra 2, el AP indicó la existencia de una sola dimensión para el instrumento con una varianza explicada de 68,95%. La misma unidimensionalidad ocurrió usando el criterio del autovalor (3.76). El análisis con la base de datos completa demostró la unidimensionalidad por parte del AP con una varianza explicada de 71.23%, y lo mismo ocurrió con los criterios de Kaiser (autovalor = 3.69). La unidimensionalidad fue confirmada por los valores de Unico (M1 = 0.98; M2 = 0.98 y MC = 0.99), para el ECV (M1 = 0.86; M2 = 0.87 y MC = 0.89) y MIREAL (M1 = 0,24; M2 = 0,29 y MC = 0,23). Como una forma extensa de probar la unidimensionalidad, los índices se aplicaron a los ítems y los resultados se pueden ver en la Tabla 1.

Tabla 1 - Valores de UNICO, ECV y MIREAL de los ítems de la versión brasileña del instrumento HLS-EU-Q6 para las tres muestras analizadas. Piracicaba, SP; São Paulo, SP; Aparecida de Goiânia, GO y Fortaleza, CE, Brasil, 2018

ÍTEM	UNICO*			ECV†			MIREAL‡		
	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa
ÍTEM 1	0,93	0,98	0,98	0,72	0,83	0,85	0,52	0,28	0,30
ÍTEM 2	0,99	0,99	0,98	0,95	0,87	0,86	0,15	0,33	0,29
ÍTEM 3	1,00	0,98	0,99	0,99	0,86	0,96	0,05	0,28	0,13
ÍTEM 4	0,99	0,99	1,00	0,92	0,91	0,98	0,21	0,21	0,10
ÍTEM 5	0,99	0,98	0,99	0,93	0,85	0,90	0,17	0,30	0,22
ÍTEM 6	0,98	0,99	0,98	0,84	0,88	0,85	0,35	0,32	0,35

*UNICO = Unidimensional Congruence; †ECV = Explained Common Variance; ‡MIREAL = Mean of item residual absolute loadings

Los resultados de la dimensionalidad de los ítems indicaron que todos los ítems en todas las muestras presentaban el I-UNICO unidimensional. El I-ECV mostró una pequeña violación del ítem 1 para la M1, con todos los demás ítems unidimensionales. En I-REAL hubo violación del ítem 1 en la M1 y del ítem 6, marginalmente, en las tres muestras. En la MC, solo el ítem 6 mostró los residuales de la carga factorial levemente por encima de 0.30. Nuevamente, los indicadores apuntaron predominantemente a la unidimensionalidad, sin que se

produjera un incumplimiento de la misma en esta primera fase del análisis.

Dado que el instrumento era unidimensional, no fue necesario el uso de técnicas rotacionales de la matriz factorial y sí la aplicación de la técnica *Normal-ogive graded response model* en el IRT, adecuada para el modelo politómico unidimensional.

La Tabla 2 muestra los valores de las cargas factoriales, los elementos comunes y el desglose de los ítems para las tres muestras.

Tabla 2 - Cargas factoriales, concordancia y desglose de ítems para la versión brasileña del instrumento HLS-EU-Q6. Piracicaba, SP; São Paulo, SP, Aparecida de Goiânia, GO y Fortaleza, CE, Brasil, 2018

ÍTEM	Carga factorial (λ)			Comunalidades (h^2)			Discriminación del ítem (a)		
	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa
ÍTEM 1	0,76	0,64	0,72	0,58	0,41	0,52	1,17	0,83	1,04
ÍTEM 2	0,67	0,83	0,72	0,45	0,68	0,52	0,91	1,48	1,04
ÍTEM 3	0,67	0,68	0,70	0,45	0,47	0,49	0,91	0,94	0,99
ÍTEM 4	0,75	0,72	0,75	0,56	0,52	0,56	1,13	1,04	1,14
ÍTEM 5	0,68	0,72	0,68	0,46	0,52	0,46	0,92	1,04	0,92
ÍTEM 6	0,80	0,84	0,83	0,64	0,72	0,67	1,34	1,61	1,44

Las cargas factoriales se ubicaron entre 0,64 y 0,84 en las muestras, lo que indica niveles satisfactorios y adecuados. No se encontraron problemas de colinealidad/multicolinealidad y *Heywood Cases*. La colinealidad/multicolinealidad, cuando las cargas factoriales están por encima de 0,85, puede indicar redundancia de ítems, problemas con la distribución de datos y generar distorsiones en la medición de la variable latente. Asimismo, no se encontraron violaciones del límite de carga factorial (-1 a +1). Este tipo de infracción se denomina *Heywood Cases* y es un indicador de posibles deficiencias de la muestra, estimaciones incorrectas de la varianza del error e incertidumbre del modelo. La ausencia de estos problemas permite afirmar que la solución del modelo fue adecuada y no hubo efectos deletéreos derivados de la muestra y, principalmente, del modelo establecido.

Todas las comunidades estaban por encima de 0,40, con un rango entre 0,41 y 0,72. Todos los ítems mostraron valores de discriminación entre 0,83 y 1,61, que van de moderada a alta discriminación. Así, las cargas factoriales (λ), comunales (h^2) y el desglose del ítem (a) presentaron niveles adecuados y consistentes para el modelo unidimensional.

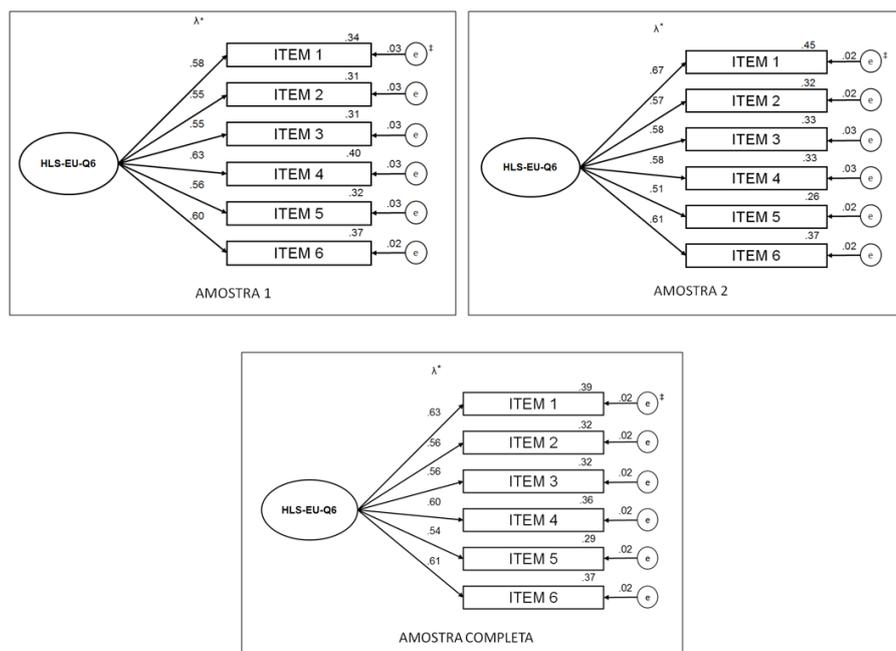
Los valores de los indicadores de confiabilidad de la M1 para el alfa de Cronbach y el omega de McDonald fueron 0,86. Para la M2 fue 0,87 para el alfa y 0,88 para el omega. En la MC fue de 0,87 para ambos índices.

En cuanto a la replicabilidad del constructo por el índice G-H latente y observado, las puntuaciones fueron 0,87, 0,89 y 0,88 para G-H latente, respectivamente, para las muestras M1, M2 y MC. La G-H observada fue 0,78, 0,77 y 0,79, también en el orden debido, para las muestras M1, M2 y MC. Como hubo una pequeña diferencia entre los niveles de G-H latente y observado, se puede inferir una estabilidad del modelo incluso cuando se aplica a otras muestras de población y su consiguiente generalización.

Para las medidas de calidad y efectividad de las puntuaciones del modelo, la IED presentó un nivel alto y adecuado (M1 = 0,93; M2 = 0,95 y MC = 0,88) para evaluar la relación entre la estimación de la puntuación de solución y la variable latente que estiman. EAP (M1 = 0,87; M2 = 0,89 y MC = 0,93), SR (M1 = 2,64; M2 = 2,92 y MC = 2,72) y EPTD (M1 = 91,4%; M2 = 92,3% y MC = 91,6%) también indicaron calidad y efectividad de la solución del modelo.

El Análisis Factorial Exploratorio y los índices de TIR proporcionaron un modelo unidimensional consistente con el mantenimiento de niveles satisfactorios en todas las etapas del análisis.

En el AFC, se estableció el diagrama de trayectoria para cada una de las muestras. La Figura 1 muestra los resultados de las cargas factoriales, el poder de predicción del ítem (R²) y el error estándar para la M1, la M2 y el modelo completo (Figura 1).



*Carga factorial; †Error estándar

Figura 1 - Diagrama de trayectorias para cada una de las muestras

El AFC de la M1 presentó ítems con cargas factoriales que variaban entre 0,55 y 0,63, es decir, por encima del mínimo recomendado de 0,50. Los valores predictivos de los ítems R2 se establecieron entre 0,31 y 0,40. El diagrama de trayectoria de la muestra 2 mostró niveles similares al modelo1 (M1) para los indicadores evaluados. Las cargas factoriales variaron de 0,51 a 0,67 con valores predictivos de los ítems que variaron de 0,26 a 0,45, demostrando, por tanto, niveles satisfactorios. El diagrama de trayectoria para la muestra completa

también estableció un modelo con niveles adecuados para las cargas factoriales, que variaron de 0,54 a 0,63 y con niveles de predicción de ítems de 0,29 a 0,37. Este hecho indicó resultados estables, satisfactorios y consistentes para las tres muestras analizadas.

La Tabla 3 muestra los valores de autovalores para correlación y covarianza, cargas factoriales, nivel de predicción del ítem (R2), residuales y error estándar para las tres muestras.

Tabla 3 - Autovalores, cargas factoriales, R2[‡], residuales y error estándar de los modelos evaluados para la versión brasileña del instrumento HLS-EU-Q6 para las tres muestras evaluadas. Piracicaba, SP; São Paulo, SP; Aparecida de Goiânia, GO y Fortaleza, CE, Brasil, 2018

Índices	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa
Autovalor (r)*	2,70	2,72	2,70
Autovalor (cov) [†]	1,11	1,14	1,12
Cargas factoriales	0,55 a 0,60	0,51 a 0,67	0,53 a 0,64
R2 [‡]	0,30 a 0,37	0,26 a 0,45	0,28 a 0,41
Residuos	-0,018 a 0,019	-0,033 a 0,051	-0,021 a 0,022
Error estándar	0,029 a 0,036	0,019 a 0,030	0,021 a 0,026

*r = Autovalores pela correlación; [†]cov = Autovalores pela varianza; [‡]R2 = Nivel de predicción de los ítems

Es fundamental señalar que, en las tres muestras probadas en el AFC, tanto el cálculo de autovalores por correlación como por covarianza, indicó que los modelos son unidimensionales. Se encontró, a través del concepto de correlación, que los autovalores eran 2,70, 2,72 y 2,70, respectivamente, para la M1, M2 y MC. Además, debido al concepto de covarianza, los valores fueron 1,11, 1,14

y 1,12 para las tres muestras. No hubo otros autovalores por encima de 1.

La Tabla 4 muestra todos los índices globales de AFE, AFC, TRI, confiabilidad, replicabilidad, calidad y efectividad del modelo. Todos los indicadores analizados apuntaban a un modelo unidimensional, consistente, preciso y estable.

Tabla 4 - Síntesis del modelo para la versión brasileña del instrumento HLS-EU-Q6. Piracicaba, SP; São Paulo, SP; Aparecida de Goiânia, GO y Fortaleza, CE, Brasil, 2018

	Índice	Técnica	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa
	<i>Adequacy of correlation matrix</i>	<i>Determinant of the matrix Bartlett</i>	0,19 314,0 (df = 15)	0,17 342,8 (df = 15)	0,19 636,3 (df = 15)
Exploratoria		KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)	0,82	0,82	0,84
	<i>Explained Variance (Kaiser Criterion)</i>		60,39%	62,68%	61,63%
	<i>Explained Variance (AP)</i>		69,92%	68,95%	71,23%
	<i>Polychoric Correlation (rp =)</i>		0,39 a 0,68	0,37 a 0,69	0,40 a 0,65
	<i>Robust Mean-Scaled Chi Square (X2/ df = 56)</i>		20,19 (df = 9)*	22,69 (df = 9)*	22,54 (df = 9)*
Confirmatoria	<i>Non-Normed Fit Index (NNFI)</i>		0,97	0,97	0,98
	<i>Comparative Fit Index (CFI)</i>		0,98	0,98	0,99
	<i>Goodness of Fit Index (GFI)</i>		0,99	0,98	0,99
	<i>Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)</i>		0,98	0,97	0,99
	<i>Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)</i>		0,08	0,08	0,06

	Índice	Técnica	Muestra 1	Muestra 2	Muestra completa
Confiabilidad	<i>Root Mean Square of Residuals (RMSR)</i>		0,05	0,08	0,05
	<i>Standardized Cronbach's Alpha</i>		0,86	0,87	0,87
	<i>McDonald's Omega</i>		0,86	0,88	0,87
	<i>Construct Reliability - Index G H (Latente e observada)</i>		(0,87; 0,78)	(0,89; 0,77)	(0,88; 0,79)
Unidimensionalidad	<i>Unidimensional Congruence (UNICO)</i>		0,98	0,98	0,99
	<i>Explained Common Variance (ECV)</i>		0,86	0,87	0,89
	<i>Mean of item residual absolute loading (MIREAL)</i>		0,24	0,29	0,23
Calidad efectiva	<i>Factor Determinacy Index (FDI)</i>		0,93	0,94	0,88
	<i>EAP Marginal Reliability</i>		0,87	0,89	0,93
	<i>Sensitivity Ratio (SR)</i>		2,64	2,92	2,72
	<i>Expected percentage of true differences (EPTD)</i>		91,4%	92,3%	91,6%

De acuerdo con los resultados de las puntuaciones HLS-EU-Q6, solo el 2% de los participantes se clasificaron con niveles suficientes de AS; 51,7% con niveles problemáticos y 46,3% con niveles inadecuados.

Discusión

Los resultados del presente estudio demostraron que la versión en portugués brasileño de HLS-EU-Q6 mostró características unidimensionales, cargas factoriales satisfactorias y buenos niveles de confiabilidad, lo cual indica que el instrumento presenta evidencias de una estructura interna consistente y confiable para medir el constructo deseado.

Hasta ahora, este es el primer estudio que evalúa la validez del HLS-EU-Q6 utilizando múltiples técnicas de dimensión e índices de ajuste del modelo. En el *European Health Literacy Study (HLS-EU)*, la AFC evaluó el ajuste del modelo al HLS-EU-Q6 en submuestras que respondieron al instrumento completo, y se observó una estructura factorial satisfactoria en la mayoría de las muestras de los países participantes^(7,9). La versión brasileña de HLS-EU-Q6, por otro lado, demostró características de unidimensionalidad y buen ajuste en AFE, TRI y AFC en todas las muestras evaluadas en validación cruzada. Las técnicas psicométricas aplicadas en el estudio son mucho más extensas y contemporáneas que en los estudios en otros países.

Los análisis traen inclusive una serie de indicadores que rara vez se realizan en estudios psicométricos, algunos por ser recientes, y no están disponibles en *softwares* comerciales y EN el uso de técnicas de análisis de datos más extensas, que incorporan el concepto de evidencia de validez de la estructura externa por múltiples indicadores. Ha habido avances en los últimos años en la expansión de múltiples técnicas. Como se señaló⁽²²⁾, pocos estudios han

aplicado múltiples técnicas para los análisis de validación. Por tanto, existe un avance sustancial, pero aún insuficiente en esta práctica, especialmente cuando muchos estudios todavía utilizan los criterios de Kaiser y Scree-Test como criterio para conservar el modelo. Otro factor es la aplicación de una validación cruzada completa, en lugar de parcial, al utilizar el banco de entrenamiento en AFE y el banco de pruebas en AFC, para que los posibles errores existentes en el análisis del AFE se traspongan al AFC. Es evidente para quienes no tienen un conocimiento profundo de psicometría que el AFC (modelo restringido) es superior al AFE (modelo no restringido). Debe quedar claro que el AFC también puede no conducir a un ajuste, debido a la inexactitud del modelo, el error en el número de factores, la omisión de la *cross-loading* y los errores de correlación⁽⁴³⁾. La aplicación completa de la técnica, de forma similar a lo que se hace en *K-Folds*, asegura que el modelo, debido a las submuestras, se pueda extrapolar a poblaciones más heterogéneas. Además, la aplicación del Índice G-H evalúa qué tan bien definida está la variable latente a partir de los ítems del instrumento, es decir, la viabilidad de un modelo de medición dado por un conjunto de ítems. Dichos análisis permiten evaluar la probabilidad de que el modelo sea estable entre estudios, poblaciones o subpoblaciones^(28,44). De esta manera, incluso en la muestra de este estudio, compuesta por individuos de cuatro ciudades, no hubo inestabilidad en el instrumento, asegurando la calidad, efectividad, estabilidad y replicabilidad del modelo final en diferentes contextos. Además, todos los indicadores de la TRI en las tres muestras se encontraron en niveles adecuados, reforzando y legitimando los resultados obtenidos en los indicadores primarios de análisis factorial. Estos indicadores forman parte de un conjunto de análisis que dan fe de la confiabilidad del instrumento.

De la misma forma, en lo que respecta a la confiabilidad del instrumento, los valores alfa encontrados

para las tres muestras de la versión brasileña mostraron buenos valores, y superiores a los encontrados en la muestra total del estudio europeo ($\alpha = 0,803$)(7.9), en adultos en Italia ($\alpha = 0,672$)(13) y Francia ($\alpha = 0,83$)(14), así como en un estudio con diabéticos en Bélgica ($\alpha = 0,797$)(12). Además, los valores omega corroboraron la confiabilidad de la versión brasileña del instrumento.

Entre las dimensiones de AS que se pueden evaluar con la versión brasileña de HLS-EU-Q6 se encuentran: la evaluación y aplicación de información general de salud; buscar, acceder y evaluar información para la prevención de enfermedades y la promoción de la salud(7,9). Se ha recomendado la aplicación de instrumentos para el seguimiento de las habilidades de AS en la recepción en los servicios de salud para calificar la recolección de datos de los usuarios y como un medio para que los profesionales de la salud, inclusive los enfermeros, orienten su atención, siendo considerada como el "sexto signo vital"(1,45).

El porcentaje de individuos con niveles inadecuados de AS en el presente estudio (46,3%) fue superior a la media encontrada en los países del estudio europeo (9%), así como en Francia (5%), Italia (8,9%) y Bélgica (9,8%)(7,9,12-14). Esto puede deberse a las diferentes características socioeconómicas de las poblaciones analizadas, ya que los niveles de educación e ingresos de los individuos en los estudios mencionados fueron muy superiores a los del presente estudio. Por otro lado, las características cognitivas, culturales y organizativas del sistema educativo y de salud pueden haber contribuido a estas diferencias(7,9,13). Si bien no es el objetivo de este estudio, detectar que solo el 2% de los participantes tenía niveles suficientes de AS, es decir, fueron capaces de encontrar, acceder, comprender, evaluar y utilizar la información de salud, pone en evidencia la importancia de que los profesionales conozcan qué limitaciones individuales impactan directamente en la atención médica.

El presente estudio trae importantes avances en el conocimiento científico relacionado con el proceso de validación de instrumentos para la medición de AS y, además, la disponibilidad de un instrumento con amplia evidencia de validez para evaluar las AS de la población brasileña con rápida y fácil aplicación, hecho que posibilitará su inserción en la rutina de los servicios de salud.

La medición de AS a través del HLS-EU-Q6 puede ayudar a los profesionales de la salud a reorientar las intervenciones en el área con el fin de identificar las necesidades reales de los usuarios de los servicios de salud, convirtiéndose en una nueva posibilidad para pensar y ejecutar una atención focalizada en el paciente. La OMS

recomienda que cuantificar las limitaciones relacionadas con AS es un paso importante hacia dicha acción.

Así, se recomienda que los estudios futuros amplíen la aplicación de este instrumento a otras muestras y poblaciones, con el objetivo de conocer la clasificación de los niveles de alfabetización (inadecuado, problemático y suficiente) en las distintas regiones de Brasil.

Conclusión

La versión brasileña del instrumento HLS-EU-Q6 indicó evidencia de validez de estructura interna adecuada para medir los niveles de alfabetización en salud de los adultos brasileños. Se trata, por lo tanto, de una herramienta de fácil uso en la práctica clínica, capaz de medir de forma rápida y objetiva las limitaciones en el acceso, comprensión y uso de la información sanitaria, ya sea para la prevención de enfermedades o para la promoción de la salud.

Referencias

- Okan O, Bauer U, Levin-Zamir D, Pinheiro P, Sorensen K, editors. *International Handbook of Health Literacy: Research, practice and policy across the lifespan*. [Internet]. Bristol: Policy Press; 2019 [cited Apr 2, 2020]. Available from: <https://library.oapen.org/handle/20.500.12657/24879>
- Liu C, Wang D, Liu C, Jiang J, Wang X, Chen H et al. What is the meaning of health literacy? A systematic review and qualitative synthesis. *Fam Med Community Health*. 2020;8(2):e000351. doi:10.1136/fmch-2020-000351
- Palumbo R. Examining the impacts of health literacy on healthcare costs. An evidence synthesis. *Health Serv Manage Res*. 2017;30(4):197-212. doi: 10.1177/0951484817733366
- Liu H, Zeng H, Shen Y, Zhang F, Sharma M, Lai W, et al. Assessment Tools for Health Literacy among the General Population: A Systematic Review. *Int J Environ Res Public Health*. 2018;15(8). pii: E1711. doi: 10.3390/ijerph15081711
- Nguyen TH, Paasche-Orlow MK, McCormack LA. The State of the Science of Health Literacy Measurement. *Stud Health Technol Inform*. 2017;240:17-33. doi: 0.3233/ISU-170827
- Nutbeam D, McGill B, Premkumar P. Improving health literacy in community populations: a review of progress. *Health Promot Int*. 2018;33(5):901-11. doi: 10.1093/heapro/dax015
- Pelikan JM, Ganahl K. Measuring Health Literacy in General Populations: Primary Findings from the HLS-EU

- Consortium's Health Literacy Assessment Effort. In: Logan RA, Siegel ER, editors. *Health Literacy: New Directions in Research, Theory and Practice*. 1st ed. Amsterdam: IOS Press; 2017.
8. Duong TV, Aringazina A, Baisunova G, Nurjanah, Pham TV, Pham KM, et al. Measuring health literacy in Asia: Validation of the HLS-EU-Q47 survey tool in six Asian countries. *J Epidemiol*. 2017;27(2):80-6. doi: 10.1016/j.je.2016.09.005
 9. Pelikan JM, Röthlin F, Ganahl K, Boltzmann L. Measuring comprehensive health literacy in general populations – the HLS-EU instruments. [Internet]. 2nd International Conference of Health Literacy and Health Promotion; Taipei, Taiwan; 6-8 October 2014 [cited Apr 2, 2020]. Available from: <https://www.bumc.bu.edu/healthliteracyconference/files/2014/06/Pelikan-et-al-HARC-2014-fin.pdf>
 10. Amoah PA, Phillips DR, Gyasi RM, Koduah AO, Edusei J. Health literacy and self-perceived health status among street youth in Kumasi, Ghana. *Cogent Med*. 2017;4(1):1275091. doi: <https://doi.org/10.1080/2331205X.2016.1275091>
 11. Vandebosch J, den Broucke SV, Schinckus L, Schwarz P, Doyle G, Pelikan J, et al. The impact of health literacy on diabetes self-management education. *Health Educ J*. 2018;77(3):349-62. doi: [doi: 10.1177/0017896917751554](https://doi.org/10.1177/0017896917751554)
 12. Schinckus L, Dangoisse F, Van den Broucke S, Mikolajczak M. When knowing is not enough: Emotional distress and depression reduce the positive effects of health literacy on diabetes self-management. *Patient Educ Couns*. 2018;101(2):324-30. doi: 10.1016/j.pec.2017.08.006
 13. Lorini C, Lastrucci V, Mantwill S, Vettori V, Bonaccorsi G; Florence Health Literacy Research Group. Measuring health literacy in Italy: a validation study of the HLS-EU-Q16 and of the HLS-EU-Q6 in Italian language, conducted in Florence and its surroundings. *Ann Ist Super Sanita*. 2019;55(1):10-8. doi: 10.4415/ANN_19_01_04
 14. Rouquette A, Nadot T, Labitrie P, Van den Broucke S, Mancini J, Rigal L, et al. Validity and measurement invariance across sex, age, and education level of the French short versions of the European Health Literacy Survey Questionnaire. *PLoS One*. 2018;13(12):e0208091. doi: 10.1371/journal.pone.0208091
 15. Rigolin CCD, Bastos Jr JC, Mello LC, Carvalho CCB. The Brazilian scientific production of theses and dissertations on health literacy. *R Tecnol Soc*. 2018;14(34):178-95. doi: <http://dx.doi.org/10.3895/rts.v14n34.7599>
 16. Maragno CAD, Mengue SS, Moraes CG, Rebelo MVD, Guimarães AMM, Pizzol TDS. Test of health literacy for Portuguese-speaking Adults. *Rev Bras Epidemiol*. 2019;22:e190025. doi: 10.1590/1980-549720190025
 17. Soares M. Multiple facets of literacy and initial reading instruction. *Rev Bras Educ*. 2004;(25):5-17. doi: <https://doi.org/10.1590/S1413-24782004000100002>
 18. Health Literacy Tool Shed. [Homepage]. [cited Jun 29, 2020]. Available from: https://healthliteracy.bu.edu/language_of_validated_version=20
 19. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*. 2001;25:3186-91. doi: 10.1097/00007632-200012150-00014
 20. Reichenheim ME, Moraes CL. Operationalizing the cross-cultural adaptation of epidemiological measurement instruments. *Rev Saúde Pública*. 2007;41(4):665-73. doi: [doi: 10.1590/S0034-89102006005000035](https://doi.org/10.1590/S0034-89102006005000035)
 21. Hair JR, Black WC, Babin BJ, Anderson R., Tatham RL. *Multivariate data analysis*. 8th ed. Upper Saddle River: Intl Thomson Business; 2018.
 22. Goretzko D, Pham TTH, Bühner M. Exploratory factor analysis: Current use, methodological developments and recommendations for good practice. *Curr Psychol*. 2019;1-12. doi: <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00300-2>
 23. Timmerman ME, Lorenzo-Seva U. Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychol Methods*. 2011;16(2):209-20. doi: 10.1037/a0023353
 24. Choi J, Kim S, Chen J, Dannels S. A comparison of maximum likelihood and Bayesian estimation for polychoric correlation using Monte Carlo simulation. *J Educ Behav Stat*. 2011;36(4):523-49. doi: 10.3102/1076998610381398
 25. Finch WH. Using Fit Statistic Differences to Determine the Optimal Number of Factors to Retain in an Exploratory Factor Analysis. *Educ Psychol Meas*. 2020;80(2):217-41. doi: 10.1177/0013164419865769
 26. Dobriban E, Owen AB. Deterministic Parallel Analysis: An Improved Method for Selecting Factors and Principal Components. *J Royal Stat Soc-B*. 2019;81(1):163-83. doi: 10.1111/rssb.12301
 27. Auerswald M, Moshagen M. How to determine the number of factors to retain in exploratory factor analysis: A comparison of extraction methods under realistic conditions. *Psychol Methods*. 2019;24(4):468-91. doi:10.1037/met0000200
 28. Ferrando PJ, Lorenzo-Seva U. Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educ Psychol Meas*. 2018;78(5):762-80. doi: [doi: 10.1177/0013164417719308](https://doi.org/10.1177/0013164417719308)
 29. Hattori M, Zhang G, Preacher KJ. Multiple Local Solutions and Geomin Rotation. *Multiv Behav Res*. 2017;52(6):720-31. doi: 10.1080/00273171.2017.1361312

30. Samejima, F. Estimation of Latent Ability Using a Response Pattern of Graded Scores. Richmond: Psychometric Society; 1969.
31. Jordan P, Spiess M. Rethinking the interpretation of item discrimination and factor loadings. *Educ Psychol Measur.* 2019;79(6):1103-32. doi: <https://doi.org/10.1177/0013164419843164>
32. Baker FB. The basics of item response theory. 2nd ed. ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation; 2001.
33. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika.* 1951;16(3):297-334. doi: 10.1007/BF02310555
34. McDonald RP. Test theory: A unified treatment. Mahwah: Lawrence Erlbaum; 1999.
35. Hoekstra R, Vugteveen J, Warrens MJ, Kruijven PM. An empirical analysis of alleged misunderstandings of coefficient alpha. *Int J Soc Res Methodol.* 2019;22(4):351-64. doi: 10.1080/13645579.2018.1547523
36. McNeish D. Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychol Methods.* 2018;23(3):412-33. doi: 10.1037/met0000144
37. Hancock GR, Mueller RO. Rethinking construct reliability within latent variable systems. In: Cudek R, duToit SHC, Sorbom DF, editors. *Structural equation modeling: Present and future.* Lincolnwood: Scientific Software; 2000.
38. Ferrando PJ, Navarro-Gaonzález D, Lorenzo-Seva U. Assessing the quality and effectiveness of the factor score estimates in psychometric factor-analytic applications. *Methodology (Gott).* 2019;15(3):119-27. doi: 10.1027/1614-2241/a000170
39. Fokkema M, Greiff S. How Performing PCA and CFA on the Same Data Equals Trouble. *Eur J Psychol Assess.* 2017;33(6):399-402. doi: 10.1027/1015-5759/a000460
40. Lee LC, Liang C-Y, Jemain AA. Validity of the best practice in splitting data for hold-out validation strategy as performed on the ink strokes in the context of forensic science. *Microchem J.* 2018;139:125-33. doi: 10.1016/j.microc.2018.02.009
41. Gütlein M, Helma C, Karwath A, Kramer S. A Large-Scale Empirical Evaluation of Cross-Validation and External Test Set Validation in (Q)SAR. *Mol Inform.* 2013;32:516-28. doi: 10.1002/minf.201200134
42. Lorenzo-Seva U, Van Ginkel JR. Multiple imputation of missing values in exploratory factor analysis of multidimensional scales: estimating latent trait scores. *Ann Psychol.* 2016;32(2):596-608. doi: <https://doi.org/10.6018/analesps.32.2.215161>
43. Bollen KA. When Good Loadings Go Bad: Robustness in Factor Analysis. *Struct Equ Model.* 2019;1-10. doi: 10.1080/10705511.2019.1691005
44. Rodriguez A, Reise SP, Haviland MG. Applying Bifactor Statistical Indices in the Evaluation of Psychological Measures. *J Pers Assess.* 2016;98(3):223-37. doi: 10.1080/00223891.2015.1089249
45. Ingram RR, Kautz DD. Creating "Win-Win" Outcomes for Patients with Low Health Literacy: A Nursing Case Study. *Med Surg Nursing.* 2018;27(2):132-4.

Contribución de los autores

Concepción y dibujo de la pesquisa: Fábio Luiz Mialhe, Katarinne Lima Moraes, Fernanda Maria Rovai Bado, Virginia Visconde Brasil, Helena Alves De Carvalho Sampaio, Flávio Rebutini. **Obtención de datos:** Katarinne Lima Moraes, Fernanda Maria Rovai Bado, Virginia Visconde Brasil, Helena Alves De Carvalho Sampaio. **Análisis e interpretación de los datos:** Fábio Luiz Mialhe, Flávio Rebutini. **Análisis estadístico:** Flávio Rebutini. **Redacción del manuscrito:** Fábio Luiz Mialhe, Katarinne Lima Moraes, Fernanda Maria Rovai Bado, Virginia Visconde Brasil, Helena Alves De Carvalho Sampaio, Flávio Rebutini. **Revisión crítica del manuscrito en cuanto al contenido intelectual importante:** Fábio Luiz Mialhe, Katarinne Lima Moraes, Fernanda Maria Rovai Bado, Virginia Visconde Brasil, Helena Alves De Carvalho Sampaio, Flávio Rebutini. **Todos los autores aprobaron la versión final del texto.** **Conflicto de intereses: los autores han declarado que no existe ningún conflicto de intereses.**

Recibido: 02.04.2020
Aceptado: 12.09.2020

Editor Asociado:
Ricardo Alexandre Arcêncio

Copyright © 2021 Revista Latino-Americana de Enfermagem
Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY.
Esta licencia permite a otros distribuir, mezclar, ajustar y construir a partir de su obra, incluso con fines comerciales, siempre que le sea reconocida la autoría de la creación original. Esta es la licencia más servicial de las ofrecidas. Recomendada para una máxima difusión y utilización de los materiales sujetos a la licencia.

Autor de correspondencia:
Fábio Luiz Mialhe
E-mail: mialhe@unicamp.br
 <https://orcid.org/0000-0003-2808-6806>