

Estructura factorial y consistencia interna de la escala de somnolencia de Epworth

Factor structure and internal consistency of the Epworth Sleepiness Scale

John Carlos Pedrozo-Pupo¹,  Angie Paola Córdoba¹,  Adalberto Campo-Arias¹ 

¹ Universidad del Magdalena - Facultad de Ciencias de la Salud - Programa de Medicina - Santa Marta - Colombia.

Correspondencia: Adalberto Campo-Arias. Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad del Magdalena. Carrera 32 No. 22-08, oficina: 2D. Teléfono: +57 5 4381000, ext.: 1338. Santa Marta. Colombia. Correo electrónico: acampo@unimagdalena.edu.co.

Resumen

Introducción. En comparación con la polisomnografía (PSG), la escala de somnolencia de Epworth (ESE) tiene propiedades clinimétricas limitadas, por tanto es necesario revisar su estructura factorial.

Objetivo. Revisar la estructura factorial (dimensionalidad) y la consistencia interna de la ESE en un grupo de pacientes a los que se les realizó PSG en Santa Marta, Colombia.

Materiales y métodos. Se realizó una investigación para medir las propiedades clinimétricas de la ESE. La muestra estuvo compuesta por 684 adultos entre 18 y 64 años (media=43.2, desviación estándar=13.4) que habían completado los 8 ítems de dicha escala. 440 eran hombres y 244, mujeres. Para probar la estructura factorial se usó el análisis factorial confirmatorio (AFC) y para computar la consistencia interna, los coeficientes omega de McDonald y alfa de Cronbach.

Resultados. La estructura de factores fue unidimensional y explicó el 42% de la varianza. En cuanto al AFC, los coeficientes de bondad de ajuste fueron insatisfactorios: $\chi^2=146.47$ (gl=20, $p=0.001$), RMSEA=0.096 (IC90%: 0.082-0.111), CFI=0.902, TLI=0.863 y SMSR=0.047. Los coeficientes omega de McDonald y alfa de Cronbach fueron de 0.80 y 0.80 (IC95%: 0.78-0.82), respectivamente.

Conclusiones. La ESE presentó una estructura unidimensional limitada, por lo que es necesario revisar el constructo de somnolencia excesiva o refinar su estructura factorial, pues es posible que con ello se obtengan mejores indicadores en comparación con el mejor criterio de referencia para el diagnóstico de la somnolencia diurna excesiva.

Palabras clave: Trastornos de somnolencia excesiva; Confiabilidad y validez; Análisis factorial; Estudios de validación (DeCS).

Abstract

Introduction: The Epworth Sleepiness Scale (ESS) has shown limited clinimetric properties compared to polysomnography, suggesting the need to review its factor structure.

Objective: To review the factor structure (dimensionality) and internal consistency of the ESS in a group of patients who underwent polysomnography in Santa Marta, Colombia.

Materials and methods. A research was conducted to measure the clinimetric properties of the ESS. The sample consisted of 684 individuals aged 18-64 (mean=43.2, SD=13.4) who completed the eight items of the EES, of which 440 were men, and 244, women. Confirmatory factor analysis (CFA) was used to test the factor structure of the scale, while its internal consistency was calculated using the McDonald's omega and Cronbach's alpha coefficients.

Results: The factor structure was one-dimensional and it accounted for 42% of the variance. Regarding the CFA, the goodness of fit coefficients were unsatisfactory: $\chi^2=146.47$ (gl=20, $p=0.001$), RMSEA=0.096 (90%CI: 0.082-0.111), CFI=0.902, TLI=0.863 and SMSR=0.047. McDonald's omega and Cronbach's alpha coefficient were 0.80 and 0.80 (95%CI: 0.78-0.82), respectively.

Conclusions: The EES had a limited one-dimensional structure in the study population, so it is necessary to review the construct of somnolence or refine its factorial structure, this way it may be possible to obtain better indicators in comparison with the best reference criteria for daytime sleepiness diagnosis.

Keywords: Disorders of Excessive Somnolence; Reliability and Validity; Factor Analysis; Validation Studies (MeSH).

Pedrozo-Pupo JC, Córdoba AP, Campo-Arias A. Estructura factorial y consistencia interna de la escala de somnolencia de Epworth. Rev. Fac. Med. 2020;68(2):183-7. Spanish. doi: <http://dx.doi.org/10.15446/revfacmed.v68n2.73025>.

Pedrozo-Pupo JC, Córdoba AP, Campo-Arias A. [Factor structure and internal consistency of the Epworth Sleepiness Scale]. Rev. Fac. Med. 2020;68(2):183-7. Spanish. doi: <http://dx.doi.org/10.15446/revfacmed.v68n2.73025>

Introducción

El diagnóstico de los trastornos del sueño-vigilia se determina con base en las quejas de los pacientes respecto a la calidad, patrón y cantidad de sueño.¹ Según la Asociación Psiquiátrica Americana, existen 10 tipos de trastornos clínicos del sueño, entre ellos el insomnio y aquellos inducidos por el consumo de sustancias o medicamentos.²

La somnolencia diurna ocasional es un síntoma que puede afectar a cerca del 9% de la población general en cualquier momento de su vida;³⁻⁶ no obstante, la somnolencia diurna excesiva (SDE) puede presentarse como síntoma principal en trastornos del sueño como la hipersomnia y trastornos respiratorios del sueño como la apnea del sueño central y la apnea obstructiva del sueño;^{1,2,7} dado este escenario, en 1991, Johns⁸ diseñó la escala de somnolencia de Epworth (ESE) para determinar la presencia de somnolencia diurna de forma válida y confiable. Para la elaboración de la escala, Johns realizó un estudio con una muestra de 180 participantes (150 personas con trastorno de sueño con SDE y 30 controles) en el que observó diferencias estadísticamente significativas entre el grupo con trastorno del sueño y el grupo control, así como alta correlación entre la somnolencia diurna y la latencia de sueño, la cual fue medida a través de prueba de latencias múltiples y polisomnografía (PSG) nocturna.⁸

Posteriormente, Johns⁹ reportó que la ESE tenía una estructura factorial unidimensional, sin embargo en ese momento no se tuvieron en cuenta los coeficientes de bondad de ajuste, los cuales en la actualidad son comúnmente usados en los paquetes estadísticos. En estudios posteriores sobre esta escala se han descrito hallazgos inconsistentes, reportándose que la escala tiene una o dos dimensiones y que existen variaciones en las dimensiones analizadas según las características de su aplicación (tipo de población, contexto o idioma).¹⁰⁻¹⁷

Se considera que si una escala tiene un coeficiente alfa de Cronbach entre 0.70 y 0.95, su consistencia interna es adecuada.^{18,19} Respecto a la ESE, varios estudios realizados en distintos idiomas y poblaciones (incluida la colombiana) han demostrado que, con coeficientes alfa de Cronbach entre 0.79 y 0.90, su consistencia interna es mejor que su estructura factorial.^{10-14,20-26}

Los problemas relacionados con la validez del constructo de la ESE observados en múltiples análisis de su estructura factorial se corroboran con su pobre desempeño frente al mejor criterio de referencia para el diagnóstico de los trastornos de sueño que pueden cursar con somnolencia diurna, es decir, la evaluación clínica basada en hallazgos obtenidos mediante PSG o el test de latencias múltiples del sueño.^{15,27-30} Por lo tanto, se han propuesto varias adaptaciones o modificaciones al instrumento para lograr una medición más consistente de la somnolencia diurna en distintos grupos de personas.^{13,31} No obstante, otros autores han sugerido que es probable que la ESE mida algo completamente distinto a la SDE y, en consecuencia, lo más apropiado sería dejar de usarla.^{32,33}

Por otra parte, con el creciente uso de escalas de medición en salud no solo en el contexto de la investigación, sino también en la práctica clínica, es necesario

corroborar su desempeño en distintas poblaciones para garantizar su validez y confiabilidad.^{18,19}

Teniendo en cuenta lo anterior, el objetivo de la presente investigación fue revisar la estructura factorial (dimensionalidad) y la consistencia interna de la ESE en un grupo de pacientes a los que se les realizó PSG en Santa Marta, Colombia.

Materiales y métodos

Se realizó un estudio de validación de escalas para medir las propiedades clinimétricas de la ESE. La muestra fue obtenida por conveniencia y consistió de 684 adultos entre 18 y 64 años (media=43.2, desviación estándar=13.4) a los que se les realizó PSG en Santa Marta, Colombia, entre enero de 2014 y diciembre de 2016. El rango de índice de masa corporal de los participantes varió entre 14,4 y 59,5 (media=30,8; DE=6,1). Otras características clínicas y sociodemográficas de la población de estudio se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1. Características clínicas y sociodemográficas de la muestra (n=684).

	Variable	Frecuencia	%
Sexo	Masculino	440	64.3
	Femenino	244	35.7
Edad	Adulto joven (18-44 años)	351	51.3
	Adulto maduro (45-64 años)	333	48.7
Presencia de comorbilidad médica	Sí	470	68.7
	No	214	31.3
Síndrome	Síndrome de apnea-hipopnea obstructiva	235	34.4
	Síndrome de somnolencia	94	13.7
	Ambos	177	25.9
	Ninguno asociado a somnolencia	178	26.0

Fuente: Elaboración propia.

Como parte de la evaluación que se realiza en la institución de referencia antes de la PSG, los participantes diligenciaron la ESE. Este instrumento mide la probabilidad de quedarse dormido en las ocho situaciones más comunes de la vida cotidiana para la mayoría de las personas. Para cada situación hay una pregunta que se responde utilizando una puntuación tipo Likert de 0 a 3, lo que permite obtener una puntuación máxima de 24.⁸ En el presente estudio, se utilizó la versión de la ESE propuesta por Chica-Urzo *et al.*²⁰, la cual se adaptó al español usado en el Caribe colombiano (Tabla 2). Por lo general, se considera que las puntuaciones entre 0 y 9 son normales, mientras que una puntuación ≥ 10 sugiere la necesidad de remitir al paciente a

un médico especialista en medicina del sueño para realizar el diagnóstico formal de un trastorno del sueño.⁸

Tabla 2. Versión de la Escala de Somnolencia de Epworth utilizada en el estudio.

¿Qué tan probable es que usted se sienta somnoliento o se duerma en las siguientes situaciones? (Marque con una x).

Situación	Nunca	Poca	Moderada	Alta
Sentado leyendo				
Frente al TV				
Sentado e inactivo en un lugar público				
Como pasajero en un carro durante una hora de marcha continua				
Acostado descansando en la tarde				
Sentado y conversando con alguien				
Sentado tranquilo después de comer				
En un carro, mientras se detiene unos minutos en un trancón				

Fuente: Elaboración propia.

Para el análisis factorial confirmatorio (AFC) se hallaron las comunalidades para cada ítem, los coeficientes de la matriz factorial y los siguientes coeficientes de bondad del ajuste: chi cuadrado (χ^2) de Satorra-Bentler, con sus respectivos grados de libertad (gl) y su respectiva probabilidad (p), y para el cual se esperaba un $gl=2$ y una probabilidad >0.05 ; la raíz del cuadrado media del error de aproximación (Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA), con un intervalo de confianza del 90% (IC90%) y donde un valor <0.06 se considera aceptable; el índice comparativo de ajuste (Comparative Fit Index, CFI), en donde un valor >0.90 se considera favorable para aceptar el modelo; el índice de Tucker-Lewis (TLI), donde un coeficiente >0.90 se considera aceptable, y el residuo cuadrado promedio estandarizado (Standardized Mean Square Residual, SMSR), que es adecuado si se obtiene un valor <0.05 .³⁴

Por otra parte, los coeficientes de alfa de Cronbach³⁵ y omega de McDonald³⁶ se usaron como referentes de consistencia interna, y en los que para ambos coeficientes valores entre 0.70 y 0.95 se consideraron como confiables.^{18,19} El omega de McDonald tiene la ventaja de que cuantifica mejor la consistencia interna de los instrumentos en los que el patrón de respuesta es diferencial; en términos más técnicos, se quebranta el supuesto de tau-equivalencia esperado para el alfa de Cronbach.¹⁸ Igualmente, se calcularon las correlaciones corregidas entre cada ítem y puntuación global y los valores de alfa de Cronbach con la exclusión de cada ítem. El análisis estadístico se completó con el uso del programa estadístico STATA, versión 13.0.³⁷

Para la realización del estudio se siguieron los principios éticos para las investigaciones médicas en seres

humanos establecidos por la Declaración de Helsinki³⁸ y las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud de la Resolución 8430 de 1993 del Ministerio de Salud de Colombia.³⁹ Igualmente, el estudio fue aprobado por el comité de ética en investigación de la Facultad de Salud de la Universidad del Magdalena, Santa Marta, Colombia, de acuerdo con el acta 2016-04 del 30 de agosto de 2016, en donde se indica que el mismo no implicó riesgo alguno para los participantes al tratarse evaluaciones clínicas habituales. Por último, se informa que todos los participantes firmaron consentimiento informado.

Resultados

Las puntuaciones totales obtenidas en la ESE por los participantes variaron entre 0 y 24 (media=9,5; DE=5,6). En el AFC se identificó un solo factor, el cual mostró un valor propio (Eigenvalue) de 3.36 y explicó el 42.0% de la varianza. Los valores obtenidos para las comunalidades y las cargas factoriales para cada ítem variaron entre 0.228 y 0.490 y entre 0.477 y 0.700, respectivamente. En la Tabla 3 se describen con más detalle los valores de las comunalidades y las cargas factoriales obtenidos. Los valores observados para los coeficientes de bondad de ajuste fueron los siguientes: χ^2 de Satorra-Bentler: 146.47 ($gl=20$, $p=0.001$), RMSEA=0.096 (IC90% 0.082-0.111), CFI=0.902, TLI= 0.863 y SMSR=0.047.

Respecto a la consistencia interna de la ESE, el coeficiente alfa de Cronbach fue de 0.80 (IC95%: 0.78-0.82) y el de omega de McDonald de 0.80. Las correlaciones corregidas entre cada ítem y la puntuación global se encontraron entre 0.439 y 0.600 y los valores Cronbach con la exclusión de cada ítem, entre 0.761 y 0.786. Los valores para cada ítem de la escala se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3. Comunalidades y cargas factoriales para los ítems de la ESE.

Ítem	Comunalidad	Carga factorial	it	Alfa con omisión del ítem
1. Sentado	0.409	0.639	0.565	0.776
2. Frente al TV	0.264	0.514	0.462	0.783
3. Sitio público	0.490	0.700	0.600	0.761
4. Como pasajero	0.301	0.549	0.486	0.780
5. Acostado	0.228	0.477	0.439	0.786
6. En conversación	0.322	0.567	0.484	0.781
7. Después de comer	0.417	0.645	0.584	0.763
8. En el automóvil	0.291	0.540	0.456	0.783

it: correlación corregida entre ítem y la puntuación total.

Fuente: Elaboración propia.

Discusión

En el presente estudio se encontró que la ESE tuvo una alta consistencia interna y una estructura de factores

unidimensional limitada cuando se utilizó en una muestra de pacientes entre 18 y 64 años a los que se les realizó PSG en Santa Marta, Colombia.

De acuerdo con los resultados obtenidos, se corroboró que la ESE tiene una estructura factorial unidimensional; sin embargo, de todos los coeficientes de bondad de ajuste considerados, solo CFI y SMSR estuvieron dentro de los parámetros esperados para el AFC. En este sentido, Johns⁹ fue el primero en evaluar la dimensionalidad de la ESE, reportando que esta era unidimensional, pero debe aclararse que en este estudio no se realizó un análisis de factores, ya sea exploratorio ni confirmatorio, técnica que usualmente se usa para probar matemáticamente ese supuesto teórico.⁴⁰ En este sentido, otros estudios que llevaron a cabo un AFC de la escala han descrito hallazgos inconsistentes, informando que su estructura es unidimensional o bidimensional.¹⁰⁻¹⁷ Además, Gelaye *et al.*¹⁷, en el único estudio hasta la fecha que ha analizado la estructura factorial de la ESE y que ha informado índices de bondad de ajuste, reportan que, cuando la escala fue usada en muestras mayores a 1000 personas de cuatro países (Chile, Etiopía, Perú y Tailandia), obtuvieron valores inferiores a los deseables en uno o varios de estos índices.

Por otra parte, de acuerdo con los resultados aquí obtenidos, es posible afirmar que la ESE tuvo una consistencia interna adecuada, medida con dos coeficientes (alfa de Cronbach y omega McDonald), lo cual es consistente con lo reportado por estudios similares, donde se ha descrito que la escala tiene una alta consistencia interna con valores entre 0.79 y 0.90 para estos coeficientes.^{10-14,20-26} Igualmente, Kendzerska *et al.*⁴¹, en una revisión sistemática de estudios que evaluaban las propiedades psicométricas de la ESE, informaron que en 8 investigaciones que midieron su consistencia interna se reportó un valor de alfa de Cronbach entre 0.73 y 0.86.⁴¹

Una escala de medición en salud es realmente útil si tanto su validez, como su confiabilidad son aceptables.^{18,19,40} Por separado estas propiedades son necesarias, pero insuficientes para recomendar el uso rutinario de una escala para la identificación de cualquier caso problema.⁴² La interpretación de la consistencia interna, una medición de confiabilidad, es un proceso relativamente fácil. No obstante, la interpretación de los hallazgos obtenidos para la dimensionalidad de un instrumento, una de las tantas aproximaciones para determinar su validez, es una tarea mucho más compleja en la que se deben considerar varios parámetros relacionados con las bases teóricas empleadas en la construcción de la escala.^{18,40}

En el caso de instrumentos como la ESE, que cuenta con claros criterios de referencia, la mejor forma de demostrar su validez sería obtener una sensibilidad y especificidad altas, así como valores predictivos muy cercanos a 100%.⁴³ Los hallazgos del presente estudio confirman lo planteado por Miletin & Hanly³² y por Tachibana & Taniguchi³³, a saber, la necesidad de revisar el constructo de somnolencia excesiva y de evaluar cada uno de los ítems de la ESE y, en consecuencia, refinarla para obtener una mayor utilidad práctica.^{32,33} Todo lo anterior hace pensar que el uso exclusivo de la ESE como herramienta diagnóstica es insuficiente para identificar claramente los trastornos del sueño que cursan con somnolencia diurna.⁴⁴

Por otra parte, de acuerdo con los resultados del AFC de la ESE realizado en el presente estudio, en el cual se utilizaron cinco coeficientes de bondad de ajuste, se corroboró la limitada dimensionalidad de la escala en

población adulta colombiana. Sin embargo, una limitación del presente estudio es que no fue posible realizar un análisis segmentado por diagnóstico debido al reducido tamaño de cada subgrupo de diagnósticos, pero esto se podría considerar secundario dado que la función de la ESE es el tamizaje de casos que cursan con somnolencia para que en estos luego se pueda especificar el diagnóstico mediante evaluación clínica y pruebas diagnósticas, es decir, no tiene pretensiones diagnósticas,^{43,44} y que la SDE es un síntoma común de varios trastornos del sueño incluidos en clasificaciones contemporáneas.^{1,2}

Conclusiones

La ESE presentó una estructura unidimensional limitada en adultos colombianos a los que se les realizó PSG en Santa Marta, Colombia, por lo que es necesario revisar el constructo de somnolencia excesiva o refinar su estructura factorial, pues es posible que con ello se obtengan mejores indicadores en comparación con el mejor criterio referencia para el diagnóstico de la SDE, es decir la evaluación clínica y las pruebas paraclínicas objetivas.

Financiación

La Universidad del Magdalena y Respire, Instituto para el Cuidado Respiratorio, Santa Marta, Colombia, financiaron la investigación.

Conflicto de intereses

Ninguno declarado por los autores.

Agradecimientos

A Guillermo Augusto Ceballos-Ospino, psicólogo y profesor asociado de la Universidad del Magdalena, Santa Marta, Colombia, por su revisión crítica del documento.

Referencias

1. Panossian LA, Avidan AY. Sleep disorders in neurologic practice: A case-based approach. *Neurol Clin.* 2016;34(3):565-94. <http://doi.org/f8xgfm>.
2. American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of mental disorder (DSM-5)*. 5th ed. Washington DC: American Psychiatric Association; 2013.
3. Ohayon MM, Priest RG, Zulley J, Smirne S, Paiva T. Prevalence of narcolepsy symptomatology and diagnosis in the European general population. *Neurology.* 2002;58(12):1826-33. <http://doi.org/dwg9>.
4. Bixler EO, Vgontzas AN, Lin HM, Calhoun SL, Vela-Bueno A, Kales A. Excessive daytime sleepiness in a general population sample: the role of sleep apnea, age, obesity, diabetes, and depression. *J Clin Endocrinol Metab.* 2005;90(8):4510-5. <http://doi.org/btsvfb>.
5. Ruiter ME, DeCoster J, Jacobs L, Lichstein KL. Sleep disorders in African Americans and Caucasian Americans: a meta-analysis. *Behav Sleep Med.* 2010;8(4):246-59. <http://doi.org/bfrfwh>.
6. Tufik S, Santos-Silva R, Taddei JA, Bittencourt LRA. Obstructive sleep apnea syndrome in the Sao Paulo epidemiologic sleep study. *Sleep Med.* 2010;11(5):441-6. <http://doi.org/ch4nd7>.
7. Rosenberg RP. Clinical assessment of excessive daytime sleepiness in the diagnosis of sleep disorders. *J Clin Psychiatry.* 2015;76(12):e1602. <http://doi.org/c8g2>.

8. Johns MW. A new method for measuring daytime sleepiness: the Epworth sleepiness scale. *Sleep*. 1991;14(6):540-5. <http://doi.org/gfzk73>.
9. Johns MW. Reliability and factor analysis of the Epworth Sleepiness Scale. *Sleep*. 1992;15(4):376-81. <http://doi.org/c8g3>.
10. Hagell P, Broman JE. Measurement properties and hierarchical item structure of the Epworth Sleepiness Scale in Parkinson's disease. *J Sleep Res*. 2007;16(1):102-9. <http://doi.org/bvv7xq>.
11. Izci B, Ardic S, Firat H, Sahin A, Altinors M, Karacan I. Reliability and validity studies of the Turkish version of the Epworth Sleepiness Scale. *Sleep Breath*. 2008;12:161-8. <http://doi.org/fbsxnq>.
12. Smith SS, Oei TP, Douglas JA, Brown I, Jorgensen G, Andrews J. Confirmatory factor analysis of the Epworth Sleepiness Scale (ESS) in patients with obstructive sleep apnoea. *Sleep Med*. 2008;9(7):739-44. <http://doi.org/d8cg56>.
13. Takegami M, Suzukamo Y, Wakita T, Noguchi H, Chin K, Kadotani H, *et al*. Development of a Japanese version of the Epworth Sleepiness Scale (JESS) based on item response theory. *Sleep Med*. 2009;10(5):556-65. <http://doi.org/d42xms>.
14. Rosales-Mayor E, Rey de Castro J, Huayanay L, Zagaceta K. Validation and modification of the Epworth Sleepiness Scale in Peruvian population. *Sleep Breath*. 2012;16:59-69. <http://doi.org/fh7gxb>.
15. Buysse DJ, Hall ML, Strollo PJ, Kamarck TW, Owens J, Lee L, *et al*. Relationships between the Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI), Epworth Sleepiness Scale (ESS), and clinical/polysomnographic measures in a community sample. *J Clin Sleep Med*. 2008;4(6):563-71.
16. Johns MW. Sleepiness in different situations measured by the Epworth Sleepiness Scale. *Sleep*. 1994;17(8):703-10. <http://doi.org/c8g5>.
17. Gelaye B, Lohsoonthorn V, Lertmeharit S, Pensuksan WC, Sanchez SE, Lemma S, *et al*. Construct validity and factor structure of the Pittsburgh sleep quality index and Epworth sleepiness scale in a multi-national study of African, South East Asian and South American college students. *Plos One*. 2014;9(12):e116383. <http://doi.org/c8g6>.
18. Campo-Arias A, Oviedo HC. Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Rev Salud Pública*. 2008;10(5):831-9.
19. Keszei AP, Novak M, Streiner DL. Introduction to health measurement scales. *J Psychosom Res*. 2010;68(4):319-23. <http://doi.org/c25zg6>.
20. Chica-Urzola HL, Escobar-Córdoba F, Eslava-Schmalbach J. Validación de la Escala de Somnolencia de Epworth. *Rev Salud Pública*. 2007;9(4):558-67.
21. Beiske KK, Kjelsberg FN, Ruud EA, Stavem K. Reliability and validity of a Norwegian version of the Epworth sleepiness scale. *Sleep Breath*. 2009;13:65-72. <http://doi.org/djwvwc>.
22. Bertolazi AN, Fagundes SC, Hoff LS, Pedro VD, Menna-Barreto SS, Johns MW. Portuguese-language version of the Epworth sleepiness scale: validation for use in Brazil. *J Bras Pneumol*. 2009;35(9):877-83. <http://doi.org/fjpdk5>.
23. Kaminska M, Jobin V, Mayer P, Amyot R, Perraton-Brillon M, Bellemare F. The Epworth Sleepiness Scale: self-administration versus administration by the physician, and validation of a French version. *Can Respir J*. 2010;17(2):e27-34. <http://doi.org/c8g7>.
24. Cho YW, Lee JH, Son HK, Lee SH, Shin C, Johns MW. The reliability and validity of the Korean version of the Epworth sleepiness scale. *Sleep Breath*. 2011;15:377-84. <http://doi.org/d4frww>.
25. Mondal P, Gjevrev JA, Taylor-Gjevrev RM, Lim HJ. Relationship between the Pittsburgh Sleep Quality Index and the Epworth Sleepiness Scale in a sleep laboratory referral population. *Nat Sci Sleep*. 2013;5:15-21. <http://doi.org/c8g8>.
26. Sandoval-Rincón M, Alcalá-Lozano R, Herrera-Jiménez I, Jiménez-Genchi A. Validación de la escala de somnolencia de Epworth en población mexicana. *Gac Med Mex*. 2013;149:409-16.
27. Johns MW. Sensitivity and specificity of the multiple sleep latency test (MSLT), the maintenance of wakefulness test and the Epworth sleepiness scale: failure of the MSLT as a gold standard. *J Sleep Res*. 2000;9(1):5-11. <http://doi.org/cq2wwwb>.
28. Vignatelli L, Plazzi G, Barbato A, Ferini-Strambi L, Manni R, Pompei F, *et al*. Italian version of the Epworth sleepiness scale: external validity. *Neurol Sci*. 2003;23(6):295-300. <http://doi.org/fs26qh>.
29. Ruiz-Morales A, Hidalgo-Martínez P, Páez S, Perilla AM, González CA. Correlación de la escala de somnolencia de Epworth con el diagnóstico y severidad del síndrome de apnea hipopnea obstructiva del sueño (SAHOS). *Rev Colomb Neumol*. 2013;25(1):10-5. <http://doi.org/dwhd>.
30. Soler X, Liao SY, Marin JM, Lorenzi-Filho G, Jen R, DeYoung P, *et al*. Age, gender, neck circumference, and Epworth sleepiness scale do not predict obstructive sleep apnea (OSA) in moderate to severe chronic obstructive pulmonary disease (COPD): The challenge to predict OSA in advanced COPD. *Plos One*. 2017;12(5):e0177289. <http://doi.org/f963f5>.
31. Zhang JN, Peng B, Zhao TT, Xiang M, Fu W, Peng Y. Modification of the Epworth sleepiness scale in central China. *Qual Life Res*. 2011;20(10):1721-6. <http://doi.org/ff9b5w>.
32. Miletin MS, Hanly PJ. Measurement properties of the Epworth sleepiness scale. *Sleep Med*. 2003;4(3):195-9. <http://doi.org/cdrmd4>.
33. Tachibana N, Taniguchi M. Why do we continue to use Epworth sleepiness scale? *Sleep Med*. 2007;8(5):541-2. <http://doi.org/djg977>.
34. Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research. New York: Guilford Press; 2006.35. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*. 1951;16:297-334. <http://doi.org/cc5>.
35. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*. 1951;16:297-334. <http://doi.org/cc5>.
36. McDonald RP. Theoretical foundations of principal factor analysis and alpha factor analysis. *Br J Math Stat Psychol*. 1970;23(1):1-21. <http://doi.org/fqg277>.
37. StataCorp. Stata: Release 13. Statistical Software. College Station, TX: StataCorp LP; 2013.
38. Council for International Organizations of Medical Sciences (CIOMS). International Ethical Guidelines for Health-Related Research Involving Humans. Geneva: CIOMS; 2016 [cited 2019 Jul 18]. Available from: <https://bit.ly/2rzX9B0>.
39. Colombia. Ministerio de Salud. Resolución 8430 de 1993 (Octubre 4): Por la cual se establecen las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud. Bogotá D.C.; octubre 4 de 1993 [cited 2019 Jul 18]. Available from: <https://bit.ly/2nH9STL>.
40. Campo-Arias A, Herazo E, Oviedo HC. Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Rev Colomb Psiquiatr*. 2012;41(3):659-71. <http://doi.org/f2s3kj>.
41. Kendzerska TB, Smith PM, Brignardello-Petersen R, Leung RS, Tomlinson GA. Evaluation of the measurement properties of the Epworth sleepiness scale: a systematic review. *Sleep Med Rev*. 2014;18(4):321-31. <http://doi.org/c8hg>.
42. Cook DA, Beckman TJ. Current concepts in validity and reliability for psychometric instruments: theory and application. *Am J Med*. 2006;119(2):166e7-16. <http://doi.org/fctskp>.
43. Streiner DL, Norman GR, Cairney J. Health Measurement Scales: a practical guide to their development and use. 4th ed. Oxford: Oxford University Press; 2008.
44. Omobomi O, Quan SF. A Requiem for the Clinical Use of the Epworth Sleepiness Scale. *J Clin Sleep Med*. 2018;14(5):711-2. <http://doi.org/c8hh>.