

Evaluación Psicométrica de la Escala Atenas de Insomnio en Población Mexicana

Psychometric Evaluation of the Athens Insomnia Scale in the Mexican Population

Alejandro González-González, María Enriqueta Sánchez Hernández, José Fidel Laguna Chimal y Diana Betancourt Ocampo

Facultad de Psicología, Universidad Anáhuac México

En la presente investigación se buscó obtener evidencias de validez, confiabilidad e invarianza para la Escala Atenas de Insomnio (AIS, por sus siglas en inglés) tanto en su versión de 8 como en la de 5 reactivos en adultos y adultos mayores de México. Se seleccionó una muestra no probabilística de 4.047 adultos (62,9% fueron mujeres y 37,1% hombres) con un intervalo de edad de 26 a 100 años ($M=62,34$, $DE=15,42$). Se aplicó la versión adaptada para población mexicana de la AIS ($\alpha = 0,90$), el Cuestionario sobre la Salud del Paciente (PHQ-9) para evaluar síntomas depresivos ($\alpha = 0,89$) y la escala para el Trastorno de Ansiedad Generalizada (GAD-7, $\alpha = 0,82$). Los resultados del análisis factorial confirmatorio indicaron que el modelo más parsimonioso fue el de la versión de 5 reactivos (AIS-5), y para la versión de 8 reactivos (AIS-8) fue el modelo bifactorial. Se encontraron correlaciones significativas entre la AIS y la sintomatología depresiva y la ansiedad, lo que aporta evidencia sobre validez concurrente. Los resultados sobre la invarianza de la AIS-8 bifactorial mostraron invarianza estricta por sexo e invarianza escalar por edad; para la AIS-5, se obtuvo la invarianza métrica tanto por sexo como por edad. Se concluye que la AIS-5 y la AIS-8 mostraron ser instrumentos válidos y confiables para evaluar el insomnio en población mexicana.

Palabras clave: Escala de Insomnio Atenas, desórdenes del dormir, validez, confiabilidad

The present study sought to obtain evidence of validity, reliability, and invariance for the Athens Insomnia Scale (AIS) in both its 8-item and 5-item versions in adults and older adults in Mexico. A non-probabilistic sample of 4,047 adults (62.9% were women and 37.1% men) with an age range of 26 to 100 years ($M=62.34$, $SD=15.42$) was selected. The adapted version of the AIS for the Mexican population ($\alpha = 0.90$), the Patient Health Questionnaire (PHQ-9) to assess depressive symptoms ($\alpha=0.89$) and the scale for Generalized Anxiety Disorder (GAD-7, $\alpha= 0.82$) were applied. The results of the confirmatory factor analysis indicated that the most parsimonious model was the 5-item version (AIS-5), and for the 8-item version (AIS-8) it was the bifactorial model. Significant correlations were found between the AIS and depressive symptomatology and anxiety, providing evidence of concurrent validity. The results on the invariance of the bifactorial AIS-8 showed strict invariance by sex and scalar invariance by age; for the AIS-5, metric invariance was obtained for both sex and age. It is concluded that the AIS-5 and AIS-8 proved to be valid and reliable instruments to assess insomnia in the Mexican population.

Keywords: Athens Insomnia Scale, sleep disorders, validity, reliability

La Organización Mundial de la Salud ([OMS], s. f.) sugiere que la salud es uno de los derechos fundamentales de todo ser humano, por lo que distintas disciplinas han buscado proveer información sobre los estilos de vida que favorecen este derecho, específicamente se plantea que aspectos como la alimentación, la actividad física, el mantener una higiene adecuada, así como el cuidado del bienestar emocional, una

Alejandro González-González  <https://orcid.org/0000-0002-6323-3851>

María Enriqueta Sánchez Hernández  <https://orcid.org/0000-0003-1043-4905>

José Fidel Laguna Chimal  <https://orcid.org/0000-0002-0529-8710>

Diana Betancourt Ocampo  <https://orcid.org/0000-0001-6405-9827>

Agradecemos a la Secretaría de Desarrollo Social del Gobierno del Estado de México su apoyo en la recolección de datos de esta investigación. No existe ningún conflicto de intereses que revelar.

La correspondencia relativa a este artículo debe ser dirigida a Diana Betancourt Ocampo, Facultad de Psicología, Universidad Anáhuac México, Avenida Universidad Anáhuac #46, colonia Lomas Anáhuac, C.P. 52786, Huixquilucan, Estado de México, México. Email: diana.betancourt@anahuac.mx

buena calidad de sueño y descanso, pueden considerarse como hábitos que favorecerán una vida saludable. Dentro de estos, el buen dormir, concretamente el proceso de sueño, se considera como una función fisiológica de gran importancia para la mayoría de los seres vivos (Carrillo-Mora et al., 2018).

En este sentido, Cirelli et al. (2017) mencionan que la Academia Americana de Medicina del Sueño y la Sociedad de Investigación del Sueño recomiendan que los adultos de 18 a 60 años deben dormir de seis a ocho horas en promedio por noche para lograr una eficiencia y calidad de sueño adecuados. Por otro lado, la Fundación Nacional del Sueño de Estados Unidos (National Sleep Foundation) realizó un estudio con un panel de expertos donde a través de una revisión exhaustiva de la literatura, determinaron las recomendaciones en cuanto a las horas de sueño por grupos de edad. Uno de los primeros aspectos que se analizó fue el de los grupos o categorías de edad, para que en función de estos los expertos realizaran las recomendaciones sobre el tiempo (en horas) que las personas deberían dormir. Si bien, los expertos hicieron propuestas para todos los grupos de edad (desde recién nacidos hasta adultos mayores) aquí solo se mencionarán los grupos que son objeto de estudio. Para el grupo de adultos (de 26 a 64 años de edad) indicaron que las horas de sueño recomendadas son de siete a nueve horas por noche y para el grupo de adultos mayores (de 65 años o más), de siete a ocho horas (Hirshkowitz et al., 2015).

Chattu et al. (2018) y Carrillo-Mora et al. (2018) realizaron revisiones sistemáticas y encontraron que no dormir tiempo suficiente se asocia con una serie de resultados negativos, tanto en el ámbito de la salud física (e.g. hipertensión, accidentes cardiovasculares, riesgo de padecer diabetes, obesidad, cáncer), como en aspectos de salud mental (e.g. depresión, sentimientos negativos, irritabilidad, ansiedad, hiperactividad, impulsividad, agresión), así como, en aspectos cognoscitivos (e.g. memoria, tiempo de reacción, ejecución cognitiva, aprendizaje, toma de decisiones).

Dentro de los distintos trastornos del sueño, el insomnio es uno de los padecimientos con más prevalencia y que, de acuerdo con la Clasificación Internacional de Enfermedades 11^a edición (CIE-11), se caracteriza por la dificultad persistente para conciliar y mantener el sueño, aunado a problemas en cuanto a la calidad y duración a pesar de que existan las circunstancias apropiadas para poder dormir bien (Organización Mundial de la Salud, 2019). Además, de acuerdo con la CIE-11 este tipo de trastornos suelen acompañarse de cansancio, estado de ánimo deprimido, irritabilidad, malestar general y deterioro cognoscitivo.

A nivel mundial, existen diferentes estudios que aportan información sobre la prevalencia del insomnio, por ejemplo, Bhaskar et al. (2016) encontraron en adultos (de 18 a 60 años) de la India una prevalencia del 33% de los participantes con insomnio, de los cuales, la mayor proporción eran mujeres (68%) y eran mayores a los 35 años. En otro estudio (Torrens et al., 2019) realizado con población española de entre 18 y 80 años, encontraron una prevalencia de insomnio de 21,1% y de insomnio clínico de 6,9%. Además, reportaron que el insomnio fue más frecuente en mujeres, viudos o divorciados, y en jubilados, así como en desempleados, pero los autores no encontraron diferencias por edad ni por escolaridad (Torrens et al., 2019).

Khaled et al. (2021) realizaron un estudio con una muestra representativa de Qatar y encontraron una prevalencia de insomnio de entre el 3% y el 5,5%. Por su parte, Peng et al. (2021) realizaron una investigación en adultos mayores de Taiwan y encontraron una prevalencia de insomnio del 30%, los autores no encontraron diferencias por edad en cuanto a los adultos mayores con y sin insomnio, pero sí encontraron diferencias por sexo, donde fue mayor la proporción de mujeres que de hombres. En México, Collado et al. (2016) realizaron un estudio donde a través de polisomnografía en población de un mes de edad a 93 años, los autores encontraron que el insomnio fue la segunda patología más frecuente (39,2%) y el insomnio de inicio e intermedio fue el subtipo más común en mujeres de entre 40 y 45 años.

Como se puede observar, la prevalencia del insomnio es variable en los distintos estudios, lo cual podría deberse al tipo de herramientas o instrumentos de evaluación que se utilizan para obtener la información. Al respecto, Fabbri et al. (2021) llevaron a cabo una revisión sobre las herramientas para evaluar la calidad del sueño, los autores mencionan que los métodos con que se cuentan pueden clasificarse en objetivos y subjetivos. Dentro de los primeros, se encuentran la polisomnografía y la actigrafía, las cuales demuestran ser altamente confiables para arrojar información sobre los parámetros del dormir, sin embargo, son herramientas de difícil accesibilidad, debido a su alto costo y además al tiempo que requieren para generar un diagnóstico.

Entre los métodos subjetivos, se encuentra el diario del sueño donde las personas registran algunos indicadores sobre su patrón de sueño, así como de valoración subjetiva de la calidad del sueño, no obstante, esta herramienta depende de que la persona realice sus registros adecuadamente al despertar, lo cual, puede ser difícil para ciertos grupos poblacionales como son los adultos mayores. Por otro lado, de acuerdo con

Fabbri et al. (2021) se encuentran los cuestionarios o escalas como medidas subjetivas, las cuales se utilizan ampliamente debido a su bajo costo y su gran potencial para poder aplicarse a distintas poblaciones, ya que la mayoría de las veces son autoaplicables y no requieren supervisión, además de que no involucran mucho tiempo.

Uno de los instrumentos que se consideran como estándar de oro dentro de las escalas que evalúan el insomnio debido a su precisión diagnóstica (Okajima et al., 2020) es la Escala Atenas de Insomnio (AIS, por su sigla en inglés), la cual es reconocida por ser breve y de fácil interpretación. Fue desarrollada por Soldatos et al. (2000) con base en los criterios diagnósticos para el insomnio no orgánico de la Clasificación Internacional de las Enfermedades 10ª edición (CIE-10). Este instrumento cuenta con dos versiones, una de ocho reactivos (AIS-8) y otra de cinco reactivos (AIS-5). En ambas versiones, cinco de los reactivos corresponden al criterio A de la CIE-10 y evalúan las dificultades para dormir desde un punto de vista cuantitativo y cualitativo. Para la versión de ocho reactivos (AIS-8), se agregan tres reactivos que evalúan el impacto diurno del insomnio, los cuales, corresponden al criterio C de la CIE-10. De acuerdo con lo que reportan Soldatos et al. (2000), en ambas versiones del instrumento los análisis factoriales mostraron que los reactivos se agruparon en un solo factor. En cuanto a la consistencia interna, los resultados mostraron un alfa de Cronbach de 0,89 para la AIS-8 y de 0,87 para la AIS-5; además, reportan una confiabilidad test-retest de 0,89 para la AIS-8 y de 0,88 para la AIS-5.

Dentro de la revisión que realizaron Fabbri et al. (2021) encontraron que el AIS es uno de los instrumentos que más se emplean para evaluar desordenes del dormir y que ha demostrado adecuados índices de validez y confiabilidad en sus dos versiones. Los resultados de esta revisión (Fabbri et al., 2021) indicaron que la AIS ha mostrado evidencia de validez convergente/divergente con diferentes escalas que valoran el sueño, así como con otras variables psicológicas, por ejemplo, se ha encontrado evidencia de validez divergente con desórdenes del consumo de alcohol y con nivel socioeconómico. Además, dentro de esta revisión se reporta evidencia de validez convergente con ansiedad y depresión, donde los resultados indican correlaciones positivas (con coeficientes de correlación de entre 0,42 a 0,64) entre estas variables con la AIS en sus dos versiones. Los autores también explican que la validez se ha confirmado en distintas poblaciones (e.g. pacientes psiquiátricos, personas con diagnóstico de insomnio o pacientes con cáncer, así como grupos sin problemas de insomnio).

Jeong et al. (2015) llevaron a cabo la validación de la AIS-8 en población sur coreana. Los autores revelaron que el análisis factorial mostró que los reactivos se agruparon en un factor y obtuvieron una confiabilidad de 0,88 (alfa de Cronbach), además de reportar una confiabilidad test-retest de 0,94 y correlaciones significativas con otros instrumentos que evalúan aspectos del sueño (calidad, insomnio), también reportan validez divergente con el consumo de alcohol y nivel socioeconómico. En otro estudio realizado en población japonesa (Iwasa et al., 2019) donde se analizaron las propiedades psicométricas de la AIS-8, los autores encontraron que el análisis factorial confirmatorio mostró un mejor ajuste para el modelo de dos factores respecto al modelo de un factor, donde los primeros cinco reactivos se agruparon en el primer factor sobre problemas nocturnos y los tres reactivos restantes se agruparon en el segundo factor sobre alteraciones funcionales diurnas. Además, obtuvieron una confiabilidad aceptable para el total del instrumento (alfa de Cronbach de 0,81); las pruebas de medición de invarianza confirmaron la invarianza estricta por sexo y por antecedentes de enfermedad mental pero no por edad. Los autores reportan una interacción significativa entre edad (grupo de 16 a 64 años y de 65 años o más) y sexo por el puntaje de la escala, no se encontraron efectos significativos en los hombres, lo que sugiere que los hombres jóvenes obtuvieron puntajes similares que los hombres más grandes. Sin embargo, para las mujeres sí se encontraron efectos, donde las mujeres mayores presentaron mayores puntajes ($M=3,49$) que las jóvenes ($M=3,19$). El efecto por sexo fue significativo para ambos grupos de edad, lo que indica que las mujeres presentaron mayores puntuaciones que los hombres.

Por otro lado, Enomoto et al. (2018) analizaron el funcionamiento de la AIS-8 y de la AIS-5 en pacientes con dolor crónico. Los resultados mostraron que para la AIS-8 el modelo que mejor ajuste fue el de dos factores (problemas del sueño nocturno y disfunción diurna) y para la AIS-5 se agruparon en un solo factor. Para ambas versiones, se encontraron confiabilidades aceptables (alfa de Cronbach de 0,87 para la AIS-8 y de 0,89 para la AIS-5), así como evidencia de validez convergente (ambas versiones) con depresión ($r=0,64$ para la AIS-8 y de 0,52 para la AIS-5), ansiedad ($r=0,54$ para la AIS-8 y de 0,42 para la AIS-5) y dolor crónico ($r=0,46$ para la AIS-8 y de 0,37 para la AIS-5). Baños-Chaparro et al. (2021) realizaron un estudio donde analizaron psicométricamente la AIS-5 en población peruana, los resultados mostraron que el modelo unidimensional del análisis factorial confirmatorio fue aceptable y reportan un valor de Lambda (para la

confiabilidad) de 0,83. Además, los autores calcularon la invarianza por sexo y encontraron que no se encontraron diferencias entre hombres y mujeres.

Nenclares y Jiménez-Genchi (2005) realizaron la validación de la versión en español de la AIS-8 para México, con población general (estudiantes de bachillerato, universidad y posgrado) y con población clínica (pacientes psiquiátricos hospitalizados y ambulatorios). El coeficiente de confiabilidad de la AIS-8 para la muestra total fue de 0,90. Como se esperaba, la estimación de consistencia interna más baja se presentó en el grupo control (alfa de Cronbach de 0,77) y la más alta en los pacientes psiquiátricos (hospitalizados 0,88 y ambulatorios 0,93). Los resultados del análisis factorial mostraron que los ocho reactivos se agruparon en un solo factor, explicando el 59,2% de varianza.

Debido a que la AIS ha mostrado en diferentes estudios ser una herramienta valiosa para detectar problemas de insomnio en distintos grupos poblacionales y México no es la excepción (e.g. García et al., 2016; Delgado-Quiñones & Hernández-Vega, 2015; Rodríguez-Hernández et al., 2021), es importante contar con evidencia respecto al funcionamiento psicométrico de esta herramienta, ya que si bien el trabajo de Nenclares y Jiménez-Genchi (2005) aportan datos sobre validez y confiabilidad de la AIS-8, los autores solo aportan información de Análisis Factoriales Exploratorios (AFE). Es por ello que es relevante que se cuente con evidencia de mayor precisión psicométrica en población de México utilizando Análisis Factoriales Confirmatorios (AFC) debido a que este tipo de análisis permite contrastar de manera más precisa el modelo teórico del que surge el instrumento con datos empíricos de la población de interés. Además, resulta importante contar con datos sobre la invarianza en la medición, lo cual, permitirá corroborar que sin importar el sexo o grupo de edad las puntuaciones que se obtienen de la AIS se interpretan de la misma manera. El contar con mayor evidencia empírica sobre el funcionamiento de una herramienta de medición en un grupo poblacional, permite tener certeza sobre las puntuaciones obtenidas, ya sea para fines prácticos-clínicos (e.g. diagnóstico) o para fines de investigación. Es por ello, que la presente investigación busca obtener evidencias de validez, confiabilidad e invarianza tanto de la AIS-8 como de la AIS-5 en adultos y adultos mayores de México.

Método

Diseño

El tipo de investigación fue instrumental, ya que se analizaron las propiedades psicométricas de un instrumento de medición psicológica (Ato et al., 2013).

Participantes

Se seleccionó una muestra no probabilística de 4.047 adultos del Estado de México, 62,9% (2.545) fueron mujeres y 37,1% (1.502) hombres, con edades entre los 26 y 100 años ($M=62,34$, $DE=15,42$).

Instrumentos

Escala Atenas de Insomnio

Se utilizó la versión adaptada para población mexicana de la AIS-8, la cual cuenta con evidencias de validez y confiabilidad ($\alpha=0,90$) (Nenclares & Jiménez-Genchi, 2005), que consta de ocho reactivos en formato tipo Likert con cuatro opciones de respuesta. La primera opción de respuesta señala que no se tiene problema de insomnio y las siguientes opciones de respuestas aumentan de intensidad con respecto al insomnio (p. e. *Ningún problema* hasta *Problema serio*). Como se mencionó previamente, la AIS fue diseñada por Soldatos et al. (2000) con base en los criterios clínicos de la CIE-10, donde cinco de los reactivos que la conforman buscan evaluar las dificultades para dormir (e.g. indique las dificultades que haya presentado al menos tres veces por semana en el último mes: conciliar el sueño [tardar en dormirse después de apagar la luz], despertarse durante la noche) y los tres reactivos restantes miden el impacto diurno del insomnio (e.g. sensación de bienestar durante el día, funcionamiento físico y mental durante el día).

Cuestionario sobre la Salud del Paciente

Se empleó el Cuestionario sobre la Salud del Paciente (PHQ-9, por sus siglas en inglés), el cual es una escala tipo Likert con cuatro opciones de respuesta (de *No/Nunca* a *Casi todos los días*), conformado por nueve reactivos que valoran los síntomas depresivos en las últimas dos semanas de acuerdo con los criterios del DSM-IV. Cuenta con evidencia de validez y confiabilidad ($\alpha=0,89$) para población mexicana (Donlan & Lee, 2010; Familiar et al., 2015).

Escala para el Trastorno de Ansiedad Generalizada

Se utilizó la escala para el Trastorno de Ansiedad Generalizada (GAD-7, por sus siglas en inglés), la cual fue desarrollada para evaluar la ansiedad generalizada en las dos semanas previas a su aplicación, con base en los criterios del DSM-IV (Spitzer et al., 2006). El GAD-7 es una escala tipo Likert con cuatro opciones de respuesta (de *No/Nunca* a *Casi todos los días*), compuesta de siete reactivos. El instrumento ha mostrado buena consistencia interna ($\alpha=0,82$) y validez para población mexicana (Castro Silva et al., 2017).

Cuestionario de Aspectos Sociodemográficos

Se aplicó un cuestionario con cinco preguntas sobre aspectos sociodemográficos: sexo, edad, grado académico, ocupación y estado civil.

Procedimiento

Inicialmente, los instrumentos se diseñaron en formato electrónico a través de la plataforma de *Google Forms*. Para el acceso a la población, se contó con el apoyo del Consejo Estatal de la Mujer y Bienestar Social del Estado de México (CEMyBS), organismo que tiene contacto de manera permanente con beneficiarios de programas sociales del gobierno o forman parte de la base de datos que maneja el CEMyBS. La obtención de la información se trabajó a partir de dos estrategias de campo, de acuerdo con el grupo de edad.

A la población de 18 a 59 años se les contactó vía correo electrónico, en el cual, se les invitaba a participar respondiendo la versión electrónica de los instrumentos. Para la población de 60 años o más, personal del CEMyBS los contactaron vía telefónica (los datos fueron obtenidos de la base de datos antes mencionada). Se consideró pertinente llevar a cabo el contacto de esta manera debido a las dificultades que podría implicar para los adultos mayores el poder acceder a algún correo electrónico o a las limitaciones que existen respecto al manejo de una computadora o un dispositivo con acceso a internet. Por lo que, el personal del CEMyBS aplicó a modo de entrevista los instrumentos y capturaron la información directamente en la versión electrónica.

Los participantes tardaron aproximadamente 10 minutos en responder los instrumentos. La recopilación de datos se llevó a cabo en aproximadamente un lapso de 10 días. Cabe señalar que el formato en línea contaba con una breve descripción del estudio, así como las implicaciones éticas y resguardo de la información, donde se les informaba que dicha información no representaba riesgo físico ni psicológico para los participantes.

Se siguieron todos los principios de la Declaración de Helsinki. El instrumento incluyó un breve consentimiento informado en el que se describía el objetivo general del estudio, el objeto de las preguntas, la voluntariedad y confidencialidad de la participación, así como, las instituciones involucradas en la realización del estudio. Antes de comenzar a responder los instrumentos, se pidió a las personas que marcaran la casilla de consentimiento o se les preguntó de manera verbal, para el caso de quienes la respondieron de manera telefónica. El protocolo de investigación fue aprobado por el Comité de Bioética de la Facultad de Ciencias de la Salud – Universidad Anáhuac México (202003, CONBIOETICA-15-CEI-004-20160729).

Análisis de Datos

Los análisis estadísticos se realizaron con el programa SPSS versión 24 y Amos versión 5. Inicialmente se realizaron análisis descriptivos (e.g. frecuencias, medidas de tendencia central y dispersión) para determinar la distribución de los participantes en las opciones de respuesta de los indicadores sociodemográficos, lo cual, se llevó a cabo para el total de la muestra, así como por grupos de edad: de 26 a

64 años y de 65 a 100 años. Es importante señalar que estos grupos de edad fueron determinados en función de lo establecido por la Fundación Nacional del Sueño de Estados Unidos (Hirshkowitz et al., 2015), en cuanto a las recomendaciones de horas de sueño.

Se analizó que los reactivos de la AIS cumplieran los siguientes criterios de calidad psicométrica: a) presentar valores de sesgo y curtosis ≤ 2 , b) presentar correlaciones con el puntaje total $\leq 0,30$ y c) que no aumentara el valor de alfa del total de la escala en caso de eliminar el reactivo. Se obtuvo la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*) y la significancia de la prueba de esfericidad de Bartlett. Ambas pruebas indican la idoneidad de los datos para la detección de estructuras si el valor *KMO* es $>0,5$ y la prueba de esfericidad de Bartlett es significativa en $p \leq 0,05$. Además, se realizó el AFE, al cual ingresaron ocho reactivos y se utilizó como método de extracción ejes principales. Este método iterativo se basa en la extracción de factores que explican la mayor parte de la varianza común y es un método robusto a violaciones del supuesto de normalidad. El método de rotación fue oblimin, el cual trata de encontrar una estructura simple sin que importe el hecho de que las rotaciones sean ortogonales. Con base en lo sugerido por Richaud (2005) y con Freiberg et al (2013), se utilizaron correlaciones policóricas tanto para el AFE como para el AFC, esto debido a que de acuerdo con lo planteado por dichos autores cuando se tienen reactivos puramente ordinales es el método más adecuado a emplearse.

Para obtener evidencias de validez de la AIS se realizaron AFC, utilizando como método de estimación máxima verosimilitud que es un procedimiento que mejora iterativamente los parámetros estimados para minimizar una función de ajuste específico (Hair et al., 1999) y que de acuerdo con Ximénez y García (2005) proporciona estimadores insesgados, consistentes y eficientes. Además, McDonald (1999) recomienda utilizar este método en muestras grandes como es el caso de este estudio. Se consideraron tres diferentes modelos: un factor de cinco reactivos (AIS-5), un factor de ocho reactivos (AIS-8) y dos factores (AIS-8, uno de cinco reactivos y otro de tres), donde se correlacionaron errores de los reactivos. Es importante señalar, que debido a que la evidencia previa no ha sido consistente con la estructura del AIS-8 (hay estudios que hablan de un factor y otros indican que se conforma de dos factores), en el presente estudio se analizaron las tres estructuras para identificar cuál resultaba más adecuada. Para determinar el ajuste de los modelos propuestos, se analizaron los siguientes índices (Hu & Bentler, 1999): prueba de bondad de ajuste χ^2 ; al tratarse de un parámetro sensible al tamaño de la muestra, se consideró el cociente χ^2/df (*CMIN/DF*) cuyo valor <3 indica un ajuste adecuado; los índices: *CFI* (*Comparative Fit Index*), *TLI* (*Tucker-Lewis Index*), que con valores $>0,90$ se interpretan como propios de un ajuste adecuado; y los de error: *SRMR* (*Root Mean Square Residual*), *RMSEA* (*Root Mean Square of Approximation*), que muestran un ajuste adecuado si su valor $<0,05$ en el primer caso, y $<0,08$, en el segundo.

Posteriormente, se obtuvieron las correlaciones entre la variable insomnio que mide la AIS y las variables depresión (PHQ-9) y ansiedad (GAD-7) para obtener evidencia de validez concurrente que implica que dichas variables se encuentran relacionadas. La evidencia de confiabilidad de la AIS se obtuvo al calcular el alfa de Cronbach. Además, se analizó la invarianza de la AIS por sexo y por grupo de edad y como criterios de comparación se utilizaron los propuestos por Cheung y Rensvold (2002): $\Delta\chi^2: p > 0,05$, $\Delta CFI: \leq 0,01$ y $\Delta RMSEA: \leq 0,015$.

Resultados

Como se observa en la Tabla 1, el mayor porcentaje de participantes fueron mujeres y más de la mitad reportaron estar casados. En el grupo más joven (de 26 a 64 años) la escolaridad predominante fue licenciatura y su principal ocupación fue ser empleados; en el grupo de mayor edad (de 65 años o más) predominó la escolaridad primaria y como ocupación ser ama de casa. La media de edad del grupo de 26 a 64 años fue de 47,56 (*DE*=12,57) y en el grupo de 65 años o más fue de 72,28 (*DE*=6,76).

Tabla 1
Características Sociodemográficas del Total de la Muestra y por Grupos de Edad

| | Total N=4.047 %(n) | 26-64 años n=1.627 %(n) | 65-100 años n=2.420 %(n) |
|---------------------|--------------------------|-------------------------------|--------------------------------|
| Sexo | | | |
| Hombres | 37,1 (1502) | 35,6 (580) | 38,1 (922) |
| Mujeres | 62,9 (2545) | 64,4 (1047) | 61,9 (1498) |
| Estado civil | | | |
| Casado | 61,5 (2489) | 57,0 (927) | 64,5 (1562) |
| Viudo | 15,3 (620) | 4,0 (65) | 22,9 (555) |
| Soltero | 11,9 (483) | 21,0 (341) | 5,9 (142) |
| Divorciado/separado | 6,2 (252) | 8,6 (140) | 4,6 (112) |
| Unión libre | 5,0 (203) | 9,5 (154) | 2,0 (49) |
| Grado académico | | | |
| Sin estudios | 11,7 (473) | 3,9 (64) | 16,9 (409) |
| Primaria | 44,2 (1790) | 17,1 (278) | 62,5 (1512) |
| Secundaria | 12,9 (522) | 14,1 (229) | 12,1 (293) |
| Carrera Técnica | 6,0 (242) | 9,9 (161) | 3,3 (81) |
| Bachillerato | 6,5 (263) | 12,1 (197) | 2,7 (66) |
| Licenciatura | 14,4 (584) | 32,5 (528) | 2,3 (56) |
| Posgrado | 4,3 (173) | 10,5 (170) | 0,1 (3) |
| Ocupación | | | |
| Empleado | 30,6 (1237) | 61,6 (1003) | 9,7 (234) |
| Ama de casa | 45,0 (1822) | 25,0 (407) | 58,5 (1415) |
| Jubilado | 10,5 (425) | 4,1 (67) | 14,8 (358) |
| Desempleado | 13,8 (560) | 9,0 (147) | 17,1 (413) |
| Otro | 0,1 (3) | 0,2 (3) | - |

Todos los reactivos cumplieron los criterios de evaluación, excepto tener menos del 50,0% en todas las opciones de respuesta. Además, los resultados mostraron valores satisfactorios en la *KMO* y la significancia de la prueba de esfericidad de Bartlett tanto para la AIS-8 (*KMO*=0,925, $p<0,001$) como para la AIS-5 (*KMO*=0,871, $p<0,001$). Es importante señalar, que debido a que la evidencia previa no ha sido consistente con la estructura del AIS-8 (hay estudios que hablan de un factor y otros indican que se conforma de dos factores), en el presente estudio se analizaron las dos estructuras para identificar cuál resultaba más adecuada en esta población. Como se puede observar en la Tabla 2, los resultados del AFE mostraron cargas factoriales por arriba de 0,40. El alfa de Cronbach para la AIS-8 fue de 0,93 y para la AIS-5 de 0,91, lo que significa que el instrumento presenta una confiabilidad alta.

Posteriormente, se realizó el AFC de la escala y correlacionando errores de los reactivos (reactivos uno-dos, reactivos dos-tres y reactivo cuatro-cinco) se obtuvieron índices de ajuste adecuados para la AIS-5, así como para la AIS-8 unifactorial y bifactorial.

Tabla 2
Cargas Factoriales de los Reactivos de la AIS-8 y de la AIS-5

| Reactivo | Carga factorial | | |
|--|-----------------|-------------------------|------------------------|
| | AIS-5 | AIS-8 (Unifactorial) | AIS-8 (Bifactorial) |
| Conciliar el sueño (tardar en dormirse después de apagar la luz) | 0,803 | 0,777 | 0,815* |
| Despertarse durante la noche | 0,812 | 0,783 | 0,901* |
| Despertar final antes de lo deseado | 0,772 | 0,752 | 0,796* |
| Duración total del sueño | 0,868 | 0,854 | 0,706* |
| Calidad general del sueño | 0,859 | 0,876 | 0,600* |
| Sensación del bienestar durante el día | - | 0,829 | 0,843** |
| Funcionamiento (físico y mental) durante el día | - | 0,780 | 0,909** |
| Somnolencia durante el día | - | 0,760 | 0,440** |
| Porcentaje de varianza | 67,84 | 64,39 | 70,1 |

Nota. *Factor 1: dificultad para dormir; ** Factor 2: impacto diurno del insomnio.

Con base al AIC (Criterio de Información de Akaike), el modelo más parsimonioso fue el de la AIS-5, seguido del AIS-8 de dos factores y la versión unifactorial fue la de mayor AIC y por tanto el modelo menos parsimonioso (Tabla 3). Por lo que, de las opciones del AIS-8, se tomará en cuenta la versión de dos factores para los análisis subsecuentes ya que fue la que cubrió de manera adecuada con un mayor número de los criterios.

Tabla 3
Índices de Ajuste del Análisis Factorial Confirmatorio de la AIS-8 y de la AIS-5

| Modelo | χ^2/gl | CMIN | CFI | TLI | SRMS | RMSEA (IC) | AIC |
|-----------------------|-------------|-------|-------|-------|-------|------------------------|---------|
| AIS-5 | 7,02/2 | 3,60 | 1,000 | 0,998 | 0,001 | 0,025 (0,007-0,046) | 33,20 |
| AIS-8 (1 factor) | 1112,14/17 | 65,42 | 0,956 | 0,927 | 0,016 | 0,126 (0,120-0,133) | 1150,14 |
| AIS-8 (2 factores) | 391,95/16 | 24,49 | 0,985 | 0,973 | 0,011 | 0,076 (0,070-0,083) | 431,95 |

En cuanto a los resultados de las correlaciones (Tabla 4), se encontraron correlaciones positivas, moderadas y estadísticamente significativas entre insomnio y la sintomatología depresiva y ansiedad.

Tabla 4
Coefficientes de Correlación de la AIS-8 y de la AIS-5 con Depresión y Ansiedad

| | Depresión | Ansiedad |
|--|-----------|----------|
| AIS-5 | 0,69 | 0,66 |
| AIS-8 | | |
| Factor 1. <i>Dificultad para dormir</i> | 0,69 | 0,66 |
| Factor 2. <i>Impacto diurno del insomnio</i> | 0,70 | 0,68 |

Nota. Todas las correlaciones fueron significativas al $p < 0,001$.

Se efectuó el AFC multigrupo para probar la invarianza de medición tanto de la AIS-8 (bifactorial) como para la AIS-5. Se probó el modelo de invarianza de configuración, línea base o libre (M1) en hombres y mujeres y en grupos de edad de personas de 26 a 64 años y de 65 a 100 años; se permitió que las cargas factoriales, los interceptos y las varianzas de error se estimaran libremente. Los índices obtenidos (*CFI*, *RMSEA*, χ^2/gl) indicaron que el ajuste del modelo a los datos era adecuado (Tablas 5 y 6).

A continuación, se probó el modelo de invarianza métrica (M2), en el que se restringieron las cargas factoriales para que fueran iguales entre hombres y mujeres y para personas de 26 a 64 años y de 65 a 100 años. Los índices mostraron que el modelo ajustó bien y cuando se comparó con el M1, el ΔCFI fue $<0,001$ y el $\Delta RMSEA$ resultó $<0,015$ y el $\Delta\chi^2$ fue no significativo ($p<0,05$) para la AIS-5 y para la AIS-8 el $\Delta\chi^2$ fue significativo; no obstante, dado que la χ^2 es sensible al tamaño de la muestra y a la no normalidad en la distribución de los datos (Hair et al., 1999), se decidió retomar el criterio de Cheung y Rensvold (2002) quienes proponen que si la diferencia entre los *CFI* de los dos modelos es igual o menor a 0,01 los modelos comparados son equivalentes. Este criterio se retomó para los Modelos 3 y 4 ya que nuevamente el valor de $\Delta\chi^2$ fue significativo para las dos versiones del instrumento.

Tabla 5
Modelos de Invarianza de la AIS-8 y de la AIS-5 Considerando el Sexo

| | Modelo | $\chi^2(gl)$ | χ^2/gl | <i>CFI</i> | <i>RMSEA</i> (IC 90%) | Comparación | $\Delta\chi^2$ | ΔCFI | $\Delta RMSEA$ |
|-------|--------|----------------|-------------|------------|--------------------------|-------------|-----------------------------|--------------|----------------|
| AIS-5 | M1 | 10,65 (4) | 2,66 | 1,000 | 0,020 (0,006-0,035) | | | | |
| | M2 | 17,58 (8) | 2,20 | 0,999 | 0,017 (0,006-0,028) | M2 vs M1 | 6.93(4), $p=0,140$ | -0,001 | -0,003 |
| | M3 | 91,30 (13) | 7,02 | 0,994 | 0,039 (0,031-0,046) | M3 vs M2 | 73.72(5), $p=0,000$ | -0,005 | 0,022 |
| | M4 | 205,73 (22) | 9,35 | 0,986 | 0,045 (0,040-0,051) | M4 vs M3 | 114.43(9), $p=0,000$ | -0,008 | 0,006 |
| AIS-8 | M1 | 425,83 (32) | 13,31 | 0,984 | 0,055 (0,051-0,060) | | | | |
| | M2 | 434,90 (38) | 11,45 | 0,984 | 0,051 (0,047-0,055) | M2 vs M1 | 9.07 (6) $p=0,170$ | 0,000 | -0,004 |
| | M3 | 512,27 (46) | 11,14 | 0,981 | 0,050 (0,046-0,054) | M3 vs M2 | 77.37 (8) $p=0,000$ | -0,003 | -0,001 |
| | M4 | 668,06 (57) | 11,72 | 0,975 | 0,051 (0,048-0,055) | M4 vs M3 | 155.79 (11) $p=0,000$ | -0,006 | 0,001 |

Nota. M1. Invarianza de configuración (Línea base); M2. Invarianza métrica o débil (λ restringidas); M3. Invarianza escalar o fuerte (λ y τ restringidos); M4. Invarianza estricta (λ , τ y θ restringidos).

La prueba del modelo de invarianza escalar (M3), en el que los interceptos, además de las cargas factoriales, se restringieron para que fueran iguales entre los grupos (por sexo y grupo de edad), mostró un buen ajuste para la AIS-8 (bifactorial), pero no para la AIS-5; la versión de 5 reactivos no presentó invarianza por sexo ni por grupo de edad ya que el $\Delta RMSEA$ resultó $>0,015$.

Por último, en el modelo de invarianza estricta (M4), en el que se restringieron las cargas factoriales, los interceptos y las varianzas de error, se encontró un adecuado ajuste para la AIS-8 considerando la variable sexo. Para la variable grupo de edad la AIS-8 no alcanzó la invarianza estricta dado que el $\Delta RMSEA$ resultó $>0,015$ (Tabla 6). En el caso de la AIS-8 bifactorial se logró la invarianza estricta para la variable sexo y la invarianza fuerte o escalar para la variable edad. La AIS-5 alcanzó la invarianza métrica o débil tanto para sexo como para edad.

Tabla 6
Modelos de Invarianza de la AIS-8 y de la AIS-5 por Grupo de Edad

| | Modelo | $\chi^2(gl)$ | χ^2/gl | CFI | RMSEA (IC 90%) | Comparación | $\Delta\chi^2$ | ΔCFI | $\Delta RMSEA$ |
|------------------------|--------|------------------|-------------|-------|----------------------------|-------------|-------------------------|--------------|----------------|
| AIS-5 | M1 | 11,22 (4) | 2,80 | 0,999 | 0,021 (0,007- 0,036) | | | | |
| | M2 | 16,72 (8) | 2,09 | 0,999 | 0,016 (0,004- 0,028) | M2 vs M1 | 5,50(4), $p=0,239$ | 0,000 | -0,005 |
| | M3 | 219,47 (13) | 16,88 | 0,985 | 0,063 (0,056- 0,070) | M3 vs M2 | 202,74(5), $p=0,000$ | -0,014 | 0,047 |
| | M4 | 703,92 (22) | 31,99 | 0,949 | 0,088 (0,082- 0,093) | M4 vs M3 | 484,45(9), $p=0,000$ | -0,036 | 0,025 |
| AIS-8 (bifactorial) | M1 | 375,35 (32) | 11,73 | 0,986 | 0,052 (0,047- 0,056) | | | | |
| | M2 | 398,66 (38) | 10,49 | 0,985 | 0,048 (0,044- 0,053) | M2 vs M1 | 23,31(6) $p=0,001$ | -0,001 | -0,004 |
| | M3 | 644,57 (46) | 14,01 | 0,975 | 0,057 (0,053- 0,061) | M3 vs M2 | 245,91(8) $p=0,000$ | -0,010 | 0,009 |
| | M4 | 1271,0 0 (57) | 22,30 | 0,950 | 0,073 (0,069- 0,076) | M4 vs M3 | 626,78(11) $p=0,000$ | -0,025 | 0,016 |

Nota. M1. Invarianza de configuración (Línea base); M2. Invarianza métrica o débil (λ restringidas); M3. Invarianza escalar o fuerte (λ y τ restringidos); M4. Invarianza estricta (λ , τ y θ restringidos).

Discusión

El presente estudio examinó las evidencias de validez, confiabilidad e invarianza tanto de la AIS-8 como de la AIS-5 en adultos y adultos mayores de México. Los resultados mostraron que las tres versiones de la AIS presentaron evidencias tanto de validez como de confiabilidad para medir los síntomas de insomnio en el grupo poblacional estudiado, sin embargo, la AIS-8 bifactorial fue la que contó con evidencias de validez y confiabilidad más adecuadas.

Respecto a los hallazgos de los AFE, en el presente estudio se encontró que tanto para la AIS-8 como para la AIS-5 los reactivos se agrupan en un solo factor, estos resultados concuerdan con lo reportado inicialmente por Soldatos et al. (2000) y más adelante por Nenclares y Jiménez-Genchi (2005) en población mexicana y por Jeong et al. (2015) en una muestra coreana. A pesar de esta coincidencia en los datos, es importante señalar que en el presente estudio fue mayor el porcentaje de varianza explicada por la AIS-8 bifactorial, en comparación con la varianza explicada por la AIS-8 unifactorial obtenida en población mexicana por Nenclares y Jiménez-Genchi (2005).

Por otro lado, al analizar los resultados encontrados en esta investigación sobre los AFC, se obtuvo evidencia de validez de constructo de la AIS-5 y AIS-8 dado que los indicadores de ajuste del AFC fueron adecuados. Este resultado fue similar al encontrado por Baños-Chaparro et al. (2021) para la AIS-5 en población peruana y para la versión AIS-8 de dos factores en población japonesa (Enomoto et al., 2018; Iwasa et al., 2018), donde los primeros cinco reactivos se agruparon en un factor sobre problemas nocturnos y los tres reactivos restantes sobre problemas durante el día. El que tanto la versión de cinco reactivos como la de ocho reactivos (unifactorial y bifactorial) presenten índices de ajuste adecuados coincide con los resultados

que Fabbri et al. (2021) obtuvieron al revisar el uso de la AIS, los autores encontraron que de los ocho estudios que analizan, tres de ellos proveen información que apoya la unidimensionalidad del AIS-8 y tres más, reportan que se conforma de dos factores, y los últimos dos documentos que analizan utilizan el AIS-5.

Respecto a la evidencia de confiabilidad del instrumento, los resultados del presente estudio aportaron evidencia de una alta confiabilidad en población mexicana, dato que es similar tanto en muestras de otros países (Baños-Chaparro et al., 2021; Enomoto et al., 2018; Fabbri et al. 2021; Iwasa et al., 2018; Jeong et al., 2015) como de México (Nenclares & Jiménez-Genchi, 2005), lo cual, aporta evidencia sobre la confianza que se puede tener respecto a la consistencia de la puntuación obtenida por el instrumento.

En esta investigación, la evidencia de validez convergente de la AIS se obtuvo a través de las correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre insomnio, depresión y ansiedad, variables que otras investigaciones también han utilizado para este fin y donde se han reportado correlaciones significativas (Enomoto et al., 2018; Fabbri et al., 2021). Además, es importante señalar que los coeficientes de correlación que se encontraron en esta investigación fueron ligeramente más altos que los reportados en otros estudios, lo que confirma que existe una relación estrecha entre la puntuación obtenida en la AIS con las escalas de depresión y ansiedad. Con estos resultados podría aportarse evidencia empírica de que la AIS (en sus dos versiones) evalúa síntomas de insomnio.

Por lo que se refiere al análisis de invarianza por sexo, se encontró semejanza entre los resultados de esta investigación y el estudio de Iwasa et al. (2018), quienes reportaron invarianza estricta para la AIS-8 bifactorial; además, se encontró discrepancia con Baños-Chaparro et al. (2021) porque estos autores reportan invarianza estricta para la AIS-5 y los datos de esta investigación mostraron invarianza métrica para esa misma versión. Por otro lado, en la invarianza por edad, al igual que Iwasa et al. (2018) no se obtuvo la invarianza estricta para la AIS-8 bifactorial, pero si se alcanzó la invarianza fuerte o escalar. Estos hallazgos demuestran que los grupos examinados (por sexo y por grupo de edad) se mantienen estadísticamente similares, lo que implica que las puntuaciones obtenidas por la AIS aplican de la misma forma ya sea para hombres y mujeres o bien por grupo de edad, es decir, para adultos y adultos mayores. Lo cual, es importante para fines prácticos, ya que permite emplear el mismo instrumento e interpretar de la misma manera su puntuación en estos grupos poblacionales.

Al hacer la comparación de evidencias de validez y confiabilidad de la AIS-5, AIS-8 unifactorial y AIS-8 bifactorial se puede notar que la AIS-8 bifactorial presenta más indicadores de calidad psicométrica que las otras dos versiones del instrumento: a) su índice de confiabilidad es mayor que de la AIS-5, b) su AIC es menor con respecto a la AIS-8 unifactorial lo que significa que es un modelo más parsimonioso, c) los índices de ajuste del AFC fueron mejores que la AIS-8 unifactorial y d) logró invarianza estricta en sexo e invarianza fuerte por edad. Por otro lado, la AIS-5 tuvo mejores resultados en los siguientes indicadores: a) menor AIC que las versiones de ocho reactivos, y b) mejores índices de ajuste en el AFC. Esto nos lleva a concluir que, independientemente de la versión que se decida utilizar y de la interpretación que conlleve para fines clínicos o de investigación, ya sea a partir de una sola dimensión o de dos, los resultados serán confiables y comparables con otros estudios.

Como se puede observar, la AIS aportó datos psicométricos de un buen funcionamiento tanto en población adulta como en adultos mayores mexicanos. Lo cual podría asociarse con lo sugerido por Okajima et al. (2020) respecto a que esta escala se distingue por su precisión en el diagnóstico del insomnio. Además de tener como ventajas ser un instrumento sencillo, breve y de fácil interpretación, lo cual favorece su aplicación en distintas poblaciones debido a que no necesita mayor supervisión y es autoaplicable. De manera particular, se rescata la utilidad que esta escala puede tener en poblaciones sensibles, como es el caso de los adultos mayores, quienes muchas veces presentan complicaciones instrumentales o logísticas para poder someterse a evaluaciones largas o complicadas, manteniendo su confiabilidad, validez e invarianza tanto en ambos sexos como en los grupos de edad analizados.

Resulta importante señalar que si bien, existen distintos estudios que arrojan datos sobre la prevalencia de este padecimiento en diferentes poblaciones (e.g. Bhaskar et al., 2016; Torrens, et al., 2019; Khaled et al., 2021), no se han encontrado datos consistentes, lo cual, se puede deber en gran parte a que cada estudio utiliza una herramienta diferente para evaluar el insomnio. Por lo que, es de suma importancia contar con instrumentos que puedan utilizarse en distintos contextos culturales, ya que esto permitirá realizar comparaciones más precisas y saber que si existen diferencias en cuanto a las prevalencias se debe a otras variables y no por la diferencia en la herramienta de medición.

Dentro de las limitaciones que se tienen en este estudio, es que, aunque se obtuvo un tamaño de la muestra considerable, no es una muestra probabilística; además, corresponden a residentes de un solo estado del país, lo que afecta la representatividad del grupo poblacional estudiado, así como una limitación para obtener parámetros estables y poder hacer generalizaciones de los hallazgos obtenidos. Aunado a lo anterior, es importante considerar en futuras investigaciones algunos aspectos de condiciones médicas o de salud, sobre todo para el grupo de adultos mayores, ya que pudiera ser un factor que afecte de manera considerable sus patrones de sueño.

Referencias

- Ato, M., López, J. J. & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicológica. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Baños-Chaparro, J., Fuster, G. F. G. & Marín-Contreras, J. (2021). Escala de Insomnio de Atenas: Evidencias psicométricas en adultos peruanos. *Liberabit*, 27(1), e458. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2021.v27n1.07>
- Bhaskar, S., Hemavathy, D. & Prasad, S. (2016). Prevalence of chronic insomnia in adult patients and its correlation with medical comorbidities. *Journal of Family Medicine and Primary Care*, 5(4), 780-784. <https://doi.org/10.4103/2249-4863.201153>
- Carrillo-Mora, P., Barajas-Martínez, K. G., Sánchez-Vázquez, I. & Rangel-Caballero, M. F. (2018). Trastornos del sueño: ¿qué son y cuáles son sus consecuencias? *Revista de la Facultad de Medicina*, 61(1), 6-20. https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S0026-17422018000100006&script=sci_abstract
- Castro Silva, E., Benjet, C., Juárez García, F., Jurado Cárdenas, S., Gómez-Maqueo, M. E. L. & Valencia Cruz, A. (2017). Non-suicidal self-injuries in a sample of Mexican university students. *Salud Mental*, 40(5), 191-199. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2017.025>
- Chattu, V. K., Manzar, M. D., Kumary, S., Burman, D., Spence, D. W. & Pandi-Perumal, S. R. (2018). The Global Problem of Insufficient Sleep and Its Serious Public Health Implications. *Healthcare*, 7(1), 1. <https://doi.org/10.3390/healthcare7010001>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. 2002. Evaluating goodness of fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cirelli, C., Benca, R. & Eichler, A.F. (2017). Insufficient Sleep: Definition, Epidemiology, and Adverse Outcomes. <https://www.uptodate.com/contents/insufficient-sleep-definition-epidemiology-and-adverse-outcomes>
- Collado, O. M. Á., Sánchez, E.O., Almanza, I. J. A., Arch, T.E. & Arana, L. Y. (2016). Epidemiología de los trastornos del sueño en población mexicana: seis años de experiencia en un centro de tercer nivel. *Anales Médicos de la Asociación Médica del Centro Médico ABC*, 61(2), 87-92. <https://www.medigraphic.com/pdfs/abc/bc-2016/bc162b.pdf>
- Delgado-Quñones, E.G. & Hernández-Vega, R.M. (2015). Prevalencia de insomnio subjetivo y comorbilidades en pacientes de 30 a 64 años de edad. *Revista Médica MD*, 6(4), 273-279. <https://www.imbiomed.com.mx/articulo.php?id=106036>
- Donlan, W. & Lee, J. (2010). Screening for depression among indigenous Mexican migrant farmworkers using the Patient Health Questionnaire-9. *Psychological Reports*, 106(2), 419-432. <https://doi.org/10.2466/pr0.106.2.419-432>
- Enomoto, K., Adachi, T., Yamada, K., Inoue, D., Nakanishi, M., Nishigami, T. & Shibata, M. (2018). Reliability and validity of the Athens Insomnia Scale in chronic pain patients. *Journal of Pain Research*, 11, 793-801. <http://dx.doi.org/10.2147/JPR.S154852>
- Fabrizi, M., Beracci, A., Martoni, M., Meneo, D., Tonetti, L. & Natale, V. (2021). Measuring subjective sleep quality: a review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(3), 1082. <https://doi.org/10.3390/ijerph18031082>
- Familiar, I., Ortiz-Panoso, E., Hall, B., Vieitez, I., Romieu, I., Lopez-Ridaura, R. & Lajous, M. (2015). Factor structure of the Spanish version of the Patient Health Questionnaire-9 in Mexican women. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 24(1), 74-82. <https://doi.org/10.1002/mpr.1461>
- Freiberg, H. A., Stover, J. B., De la Iglesia, G. & Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1688-42212013000200005
- García, R. E., Castillo, G. C., Chan, R.A.G., de la Cruz, N.Y., Arevalo, C.J.F., Puleo, P.D. & Ramírez, R. P. G. (2016). Insomnio y estrés percibido en estudiantes de medicina. *Revista Mexicana de Neurociencia*, 17(4), 26-36. <https://previous.revemexneurociencia.com/articulo/insomnio-estres-percibido-en-estudiantes-de-medicina/>
- Hair, J. F., Anderson, R., Tatham, R. & Black, W. (1999). *Análisis multivariante* (5ª ed.). Prentice Hall.
- Hirshkowitz, M., Whitton, K., Albert, S. M., Alessi, C., Bruni, O., Don Carlos, L., Hazen, N., Herman, J., Katz, E., Kheirandish-Gozal, L., Neubauer, D., O'Donnell, A., Ohayon, M., Peever, J., Rawding, R., Sachdeva, R., Setters, B., Vitiello, M., Ware, C. & Hillard, P. J. A. (2015). National Sleep Foundation's sleep time duration recommendations: methodology and results summary. *Sleep Health*, 1(1), 40-43. <http://dx.doi.org/10.1016/j.sleh.2014.12.010>
- Hu, L. & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <http://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Iwasa, H., Takebayashi, Y., Suzuki, Y., Yagi, A., Zhang, W., Harigane, M., Maeda, M., Ohira, T., Yabe, H., Yasumura, S. & Mental Health Group of the Fukushima Health Management Survey. (2019). Psychometric evaluation of the simplified Japanese version of the Athens Insomnia Scale: The Fukushima Health Management Survey. *Journal of Sleep Research*, 28(2), Artículo e12771. <https://doi.org/10.1111/jsr.12771>
- Jeong, H. S., Jeon, Y., Ma, J., Choi, Y., Ban, S., Lee, S., Lee, B., Im, J. J., Yoon, S., Kim, J. E., Lim, J. H. & Lyoo, I. K. (2015). Validation of the Athens Insomnia Scale for screening insomnia in South Korean firefighters and rescue workers. *Quality of Life Research*, 24(10), 2391-2395. <https://doi.org/10.1007/s11136-015-0986-7>
- Khaled, S. M., Petcu, C., Al-Thani, M. A., Al-Hamadi, A. M. H., Daher-Nashif, S., Zolezzi, M. & Woodruff, P. (2021). Prevalence and associated factors of DSM-5 insomnia disorder in the general population of Qatar. *BMC Psychiatry*, 21, 84, 1-10. <https://doi.org/10.1186/s12888-020-03035-8>
- McDonald, R. (1999). *Test theory: a unified treatment*. Routledge.

- Nenclares, P. A. & Jiménez-Genchi, A. (2005). Estudio de validación de la traducción al español de la Escala Atenas de Insomnio. *Salud Mental*, 28(5), 34-39. <https://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/resumen.cgi?IDARTICULO=6856>
- Organización Mundial de la Salud. (s.f.). *Constitución*. <https://www.who.int/es/about/governance/constitution>
- Organización Mundial de la Salud. (2019). *CIE-11. Clasificación Internacional de Enfermedades, 11.a revisión*. <https://icd.who.int/browse11/l-m/es/#/http://id.who.int/icd/entity/1038292737>
- Okajima, I., Miyamoto, T., Ubara, A., Omichi, C., Matsuda, A., Sumi, Y., Matsuo, M., Ito, K. & Kadotani, H. (2020). Evaluation of Severity Levels of the Athens Insomnia Scale Based on the Criterion of Insomnia Severity Index. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(23), 8789. <https://doi.org/10.3390/ijerph17238789>
- Peng, Y. T., Hsu, Y. H., Chou, M. Y., Chu, C. S., Su, C. S., Liang, C. K., Wang, Y.C., Yang, T., Chen, L. K. & Lin, Y. T. (2021). Factors associated with insomnia in older adult outpatients vary by gender: a cross-sectional study. *BMC Geriatrics*, 21, 681. <https://doi.org/10.1186/s12877-021-02643-7>
- Richaud, M.C. (2005). Desarrollos del análisis factorial para el estudio de ítem dicotómicos y ordinales. *Revista Interdisciplinaria*, 22(2), 237-251. <https://www.redalyc.org/pdf/180/18022206.pdf>
- Rodríguez-Hernández, C., Medrano-Espinosa, O. & Hernández-Sánchez, A. (2021). Salud mental de los mexicanos durante la pandemia de COVID-19. *Gaceta Médica de México*, 157(3), 228-233. <https://doi.org/10.24875/gmm.20000612>
- Soldatos, C. R., Dikeos, D. G. & Paparrigopoulos, T. J. (2000). Athens Insomnia Scale: validation of an instrument based on ICD-10 criteria. *Journal of Psychosomatic Research*, 48(6), 555-560. [https://doi.org/10.1016/S0022-3999\(00\)00095-7](https://doi.org/10.1016/S0022-3999(00)00095-7)
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B. W. & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092-1097. <https://doi.org/10.1001/archinte.166.10.1092>
- Torrens, I., Argüelles-Vázquez, R., Lorente-Montalvo, P., Molero-Alfonso, C. & Esteva, M. (2019). Prevalencia de insomnio y características de la población insomne de una zona básica de salud de Mallorca. *Atención Primaria*, 51(10), 617-625. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2018.02.014>
- Ximénez, M. C. & García, A. G. (2005). Comparación de los métodos de estimación de máxima verosimilitud y mínimos cuadrados no ponderados en el análisis factorial confirmatorio mediante simulación Monte Carlo. *Psicothema*, 7 (3), 528-53. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72717327>

Fecha de recepción: Marzo de 2022.

Fecha de aceptación: Marzo de 2023.