

PsYcœspacios

ISSN-e: 2145-2776

Vol. 18, Nº 32, enero-junio, 2024



Propiedades psicométricas del WURS-25 en adolescentes escolares mexicanos

Psychometric properties of the WURS-25 in mexican school adolescents

GERMÁN ALEJANDRO GARCÍA LARA

Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas, México

<https://orcid.org/0000-0002-4075-4988>

german.garcia@unicach.mx

SOLEDAD HERNÁNDEZ SOLÍS

Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas, México

<https://orcid.org/0000-0001-5621-986X>

soledad.hernandez@unicach.mx

JESÚS OCAÑA ZÚÑIGA

Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas, México

<https://orcid.org/0000-0003-0300-0797>

jesus.ocana@unicach.mx

OSCAR CRUZ PÉREZ

Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas, México

<https://orcid.org/0000-0003-2452-2834>

oscar.cruz@unicach.mx

Recibido: 16 abril 2023 • Aceptado: 10 enero 2024 • Publicado: 23 enero 2024

Cómo citar este artículo: García Lara, G.A., Hernández Solís, S., Ocaña Zúñiga, J. & Cruz Pérez, O. (2024). Propiedades psicométricas del WURS-25 en adolescentes escolares mexicanos. *Psicoespacios*, 18(32). <http://doi.org/10.25057/21452776.1526>

Resumen

El propósito del estudio fue analizar las propiedades psicométricas del Wender Utah Rating Scale en estudiantes de secundaria y bachillerato, del estado de Chiapas, México, el cual evalúa ámbitos como las dificultades atencionales, hiperactividad, impulsividad, problemas de conducta y subjetivos, del que no existen instrumentos similares para este tipo de población en esta región del país. Para ello, se recuperó una muestra de 3.436 estudiantes, 962 (28 %) de nivel secundaria y 2.474 (72 %) de bachillerato de Chiapas, México, a quienes se les aplicó la versión española del Wender Utah Rating Scale (WURS) de 25 ítems. Se realizó un análisis factorial exploratorio con extracción por factorización de ejes principales y rotación Varimax, análisis de la consistencia interna a través del coeficiente Alpha de Cronbach y análisis factorial confirmatorio con extracción por máxima verosimilitud. Entre los resultados se encuentra que la consistencia interna de la escala global ($\alpha=.967$) es satisfactoria. El análisis de ejes principales y la rotación de los factores a través del método Varimax, evidenció un ordenamiento de dos factores con autovalores superiores a uno (problemas subjetivos y dificultades atencionales e impulsividad, hiperactividad y trastorno de conducta). El instrumento evaluado muestra una alta consistencia interna a través del coeficiente Alpha de Cronbach, en tanto que la prueba de esfericidad de Barlett corroboró la pertinencia del análisis factorial, con un ordenamiento de dos factores que explican el 62.11 % de la varianza. Se pudo concluir que el WURS-25 es un instrumento fiable y válido para su aplicación en adolescentes de Chiapas, México y contextos semejantes.

Palabras clave: propiedades psicométricas, validación de pruebas, TDAH, adolescentes.

Abstract

The purpose of the study was to analyze the psychometric properties of the Wender Utah Rating Scale in middle and high school students from Chiapas, Mexico, which evaluates areas such as attentional difficulties, hyperactivity, impulsivity, behavioral and subjective problems, of which there are no similar instruments for this type of population in this region of the country. For this purpose, a sample of 3,436 students was obtained, 962 (28%) at the secondary level and 2,474 (72%) at the high school level from Chiapas, Mexico. The Spanish version of the 25-item Wender Utah Rating Scale (WURS) was applied to these students. An exploratory factor analysis was carried out with extraction by factoring of principal axes and Varimax rotation, analysis of internal consistency through Cronbach's Alpha coefficient and confirmatory factor analysis with extraction by maximum likelihood. Among the results we find that the internal consistency of the global scale ($\alpha=.967$) is satisfactory. Principal axes analysis and factor rotation through the Varimax method, evidenced an ordering of two factors with eigenvalues greater than one (subjective problems and attentional difficulties and impulsivity, hyperactivity and behavioral disorder). The instrument evaluated shows a high internal consistency through Cronbach's Alpha coefficient, while Barlett's sphericity test corroborated the relevance of factor analysis, with an ordering of two factors that explain 62.11% of the variance. The WURS-25 is a reliable and valid instrument for its application in adolescents from Chiapas, Mexico and similar contexts.

Key words: Psychometric properties, test validity, ADHD, adolescents.

Introducción

El trastorno por déficit de atención e hiperactividad -TDAH- es una afectación común en la edad infantil, presente entre el 5 % y el 8 % de la población; sus síntomas y déficit funcionales suelen mantenerse en remisión en adolescentes y adultos en poco más de uno de cada dos casos (Barkley et al., 2008), con una prevalencia del 2 % al 4 % en adultos (Taylor et al. 2011; Kouros et al., 2018). Si bien los síntomas de hiperactividad e impulsividad parecen disminuir, e incluso se equiparan entre hombres y mujeres durante la adolescencia (Franke et al., 2018), la inatención y desorganización se mantienen, con afectación en los ámbitos social, emocional y académico (Barkley et al., 2008; Ramos et al., 2013; Lee et al., 2017; Granados et al., 2022).

En la adolescencia suceden cambios físicos, afectivos, sociales y en el desarrollo neuropsicológico, con importantes implicaciones en afectaciones, manifestadas por periodos de estrés, depresión, ansiedad, dificultades en la autorregulación y victimización (Lee et al., 2017; Franke et al., 2018), así como en el incremento de la labilidad emocional y el consumo de drogas (Franke et al., 2018).

La evidencia de este tipo de alteraciones en población adolescente demanda el uso de pruebas para su detección. Existen diferentes instrumentos para ello, algunos evalúan el TDAH en infantes y preadolescentes, como la escala para la evaluación del déficit de atención con hiperactividad -EDAH- (Farré & Narbona, 2000), la escala escolar de Conners (Farré & Narbona, 2000), el *Test of Everyday Attention for Children* -TEA-Ch- (Manly et al., 2003) o el SNAP IV (Swanson et al., 1998); otros más, en adolescentes y adultos, basados en los criterios del DSM-IV, como el *Current Symptoms Scale* -CSS- (Katz et al., 2009), el *Assessment of Hyperactivity and Attention* -AHA- (Mehring et al.,

2002), los cuales exploran la inatención, la hiperactividad e impulsividad. El *Wender Utah Rating Scale* -WURS- es un instrumento de evaluación retrospectiva que en su versión original, de 61 reactivos, explora diferentes problemas en la infancia, como los de conducta, atencionales, dificultades de aprendizaje, pocas habilidades sociales, limitada tolerancia al estrés y disforia. La adaptación de 25 reactivos recupera aquellos reactivos que mostraban mayor diferencia de medias entre pacientes con TDAH y casos controles, organizados en las dimensiones: impulsividad, falta de atención y estado de ánimo negativo, manteniendo altos niveles de consistencia interna (Ward et al., 1993; Kouros et al., 2018). Algunos trabajos reportan análisis contradictorios, respecto a la especificidad de esta prueba; así, por ejemplo McCann, et al. (2000) y Oncu et al. (2005) refieren que su especificidad es baja, por lo que la valoración a través de la aplicación exclusiva de la escala podría resultar, errónea ya que se trata de un autoinforme que evalúa retrospectivamente la presencia y gravedad de los síntomas infantiles del TDAH en adultos. No obstante esta posición crítica, McCann et al. (2000) señalan que su discriminación de síntomas cognitivos constituye un aspecto central al evaluar TDAH en población psiquiátrica con distintas patologías y población general; otros consideran que presenta adecuadas propiedades psicométricas y especificidad y es útil para la evaluación de TDAH en adolescentes y adultos (Tong et al., 2016).

Taylor et al., (2011) compararon 14 escalas que evalúan el TDAH en adolescentes y adultos, siendo el WURS, junto con la *Conners' Adult ADHD Rating Scale* -CAARS-, las que obtuvieron las propiedades psicométricas más robustas, así como validez de contenido. En este sentido, estudios recientes, como los realizados por Lundervold et al. (2021) y Bakare y Jordanova (2020), evidencian

la confiabilidad de la escala para identificar factores y síntomas asociados al TDAH de manera consistente a través del tiempo, así como una sensibilidad aceptable respecto a otras pruebas diagnósticas de TDAH.

De la versión de 25 reactivos del WURS, diversos trabajos aplicados en jóvenes y adultos con y sin TDAH o familiares de adolescentes afectados con TDAH, exploran su estructura factorial y muestran conformaciones de tres (McCann et al., 2000; Das et al., 2016; Kouros et al., 2018) o cinco factores (Oncu et al., 2005), referidos a los problemas escolares e inatención, el comportamiento lábil, oposicionista, agresión o dificultades conductuales, la impulsividad, y el estado de ánimo. Estos cambios en los arreglos dimensionales de la escala pueden explicarse, por una parte, por las fronteras difusas de los diversos componentes de los que se compone el TDAH y, por otro lado, a la inherente variabilidad de respuesta de las escalas en formato de auto reporte.

En población de jóvenes universitarios, Yeh et al. (2008) aplicaron el WURS, también en su versión de 25 reactivos, y obtuvieron una conformación de cuatro factores que denominaron: desobediencia, problemas de atención, baja autoestima y problemas académicos; por su parte, Caci et al. (2010), presentan tres factores: inatención, temperamento impulsivo y estado de ánimo y autoestima; así mismo, Glöckner-Rist et al. (2013) hallaron cuatro factores: inatención e hiperactividad, labilidad afectiva y desregulación, depresión y problemas de conducta.

En población iberoamericana han sido pocos los trabajos que se han desarrollado para el análisis de las propiedades psicométricas del WURS. En México, el único estudio (Lara et al., 1998) fue llevado a cabo con estudiantes universitarios hace ya dos décadas, y en él se presentan datos de consistencia interna y de correlación, respecto a la escala de medición para padres. En España, el es-

tudio de Rodríguez et al. (2001), realizado con pacientes con adicción al alcohol, el juego y la nicotina, integró una estructura de cuatro factores, aunque dadas las características de la muestra, advierten la posibilidad de conformaciones distintas en otro tipo de poblaciones. Pedrero et al. (2004), aplicaron la misma versión utilizada por Rodríguez et al. (2001) a pacientes consumidores de sustancias, obteniendo una estructura de tres factores.

La variabilidad de conformación en la estructura factorial demanda estudios amplios y de ser posible con poblaciones distintas a la considerada en el diseño de la escala original, toda vez que, tal como lo señala Lundervold et al. (2021), la información colateral acerca de la familia y el contexto es importante en la configuración del TDAH. Das et al. (2016) plantean que la versión de 25 reactivos tiene un elevado poder de predicción del TDAH en jóvenes y adultos, lo que puede ser sumamente útil para el trabajo en muestras epidemiológicas.

Como se señala en los estudios de validez citados, estos se han llevado a cabo generalmente con muestras clínica, penitenciaria y universitaria; estos últimos con edades de 18 a 25 años; no obstante, no se aprecian trabajos en que se aplique dicho instrumento con población adolescente u otros.

Uno de los primeros pasos respecto a la valoración de TDAH en esta población, es contar con instrumentos internacionalmente reconocidos para su medición, que hayan probado su pertinencia, por lo que el propósito del estudio fue analizar las propiedades psicométricas del WURS en escolares de secundaria y bachillerato del estado de Chiapas, México.

Método

La investigación, de alcance exploratoria, se realizó mediante un diseño no experimental,

transeccional, ex-post facto en escuelas de diez ciudades del estado de Chiapas, México, durante el periodo de 2018 a 2019.

Participantes

En la investigación participaron, mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, 3.436 escolares, 962 (28 %) de ellos de nivel secundaria y 2.474 (72 %) de bachillerato del estado de Chiapas, México. Del total, 2.100 fueron mujeres (61.1 %) y 1.336 hombres (38.9 %), con edades de 12 a 20 años y un promedio de 16.23 años. De estos, 3.314 (96.4 %) procede de centros escolares públicos y 122 (3.6 %) de escuelas del sector privado. Chiapas es un estado situado al sur de la república mexicana, el cual históricamente presenta altos niveles de rezago social (López, 2022; Villafuerte-Solís, 2015). Los participantes de nivel de secundaria se distribuyen mayoritariamente en las principales ciudades del estado: Tuxtla Gutiérrez (30 %), Tapachula (23.3 %), Palenque (15 %) y Comitán (9.6 %), mientras que el resto (22.3 %) proviene de otras localidades urbanas y semirurales como San Cristóbal de las Casas, Reforma y Tonalá. En lo que se refiere a los participantes de nivel bachillerato, la distribución no es distinta, pues los principales centros urbanos agrupan el 64 % de la muestra, mientras que el resto (35 %) proviene de otras localidades al interior del estado. Con esta configuración de la muestra se intentó dar cuenta de la diversidad del estado de Chiapas, al incluir a Tuxtla Gutiérrez: ubicada en región central y capital política del mismo, Tapachula: municipio fronterizo situado en la región costera del Soconusco, Palenque: ubicado en la región selva maya y Comitán: situada en la región que se identifica como la meseta tojolabal, que también comparte frontera con Guatemala.

Instrumento

Se utilizó la versión española del *Wender Utah Rating Scale -WURS-* (Rodríguez et al., 2001), prueba con 25 reactivos, que evalúa retrospectivamente dimensiones específicas del TDAH, así como problemas emocionales en formato de auto reporte; es decir, es el propio participante quien responde a los ítems, de acuerdo con la experiencia en su infancia. En dicho trabajo, los autores aplicaron la versión original del WURS de 61 ítems a 82 pacientes con antecedentes de TDAH en la infancia y con 184 sin antecedente como grupo control, todos hispanoparlantes. El análisis factorial reportado extrae 25 ítems, organizados en cuatro factores: problemas emocionales subjetivos (reactivos 1 al 9), los que dan cuenta de culpa, cambios de humor, enfado, pérdida de control, ansiedad, preocupación, irritabilidad, e inmadurez; impulsividad trastorno de conducta (reactivos 10 al 16) se integra por aspectos como molestar a otros, pelear, problemas con autoridades, desobediencia, imprudencia, irracionalidad y falta de reflexividad; impulsividad hiperactividad (reactivos 17 al 21) considera la actividad excesiva, nerviosismo, inquietud, berrinches y necesidad; y dificultades atencionales (reactivos 22 al 25) que incluye dificultades de concentración para terminar las tareas, descuido y distraibilidad. La confiabilidad reportada fue de $\alpha = .940$, idéntico al reportado a la versión original, con un nivel de sensibilidad y especificidad de 91.5 % y 98 % respectivamente.

Para el estudio es pertinente señalar que se realizó el análisis semántico de la versión española del WURS-25, por parte de dos expertos en el campo del TDAH, quienes valoraron el sentido de las palabras que integran los ítems, a partir de la variable de análisis y el entorno cultural en que se aplica. En este sentido, el reactivo 12: *problemas con las autoridades, en la escuela, visitas al jefe de*

estudios, se cambió por: *problemas con las autoridades, en la escuela, reportes al maestro o al director*; el reactivo 15: *tendencia a ser o actuar irracionalmente*, se cambió por: *tendencia a ser o actuar irracionalmente, sin razonar las cosas*; y el reactivo 21: *testarudo, cabezota*, se cambió por: *testarudo, necio* (Rodríguez et al., 2001). La aplicación preliminar se llevó a cabo con 25 estudiantes, de quienes la valoración de sus respuestas advirtió la pertinencia de las adecuaciones realizadas.

Procedimiento

Para la aplicación de los instrumentos, se expuso a los directivos y, en el caso de las escuelas de nivel secundaria, a los representantes de la sociedad de padres de familia de cada centro escolar, las generalidades del estudio y sus objetivos, se les explicó también que la información obtenida se utilizaría de manera confidencial, preservando el anonimato de los participantes, autorizándose así la realización del estudio. A los estudiantes se les compartió la misma información, acordando su autorización, consentimiento informado y participación voluntaria. Posteriormente, a partir de un documento con instrucciones detalladas del procedimiento, se realizó el llenado de los instrumentos por medio de personal de apoyo, inspeccionado, por los autores del trabajo. En el tratamiento de los datos se siguieron los lineamientos establecidos en la declaración de Helsinki. Este procedimiento y la estrategia de análisis de datos fueron revisados y avalados por la Coordinación de investigación y posgrado de la Facultad de Ciencias y Artes de Chiapas, mediante el dictamen con número CP-2019-003.

Análisis y resultados

Los datos obtenidos se capturaron y procesaron en el SPSS, versión 21.0. En primer lugar, se obtuvo la medida de confiabilidad

utilizando el coeficiente Alpha de Cronbach, considerándose la adecuación de los reactivos si estos registraban por debajo de .70 (George & Mallery, 2003). Posteriormente, para considerar la validez del análisis factorial exploratorio -AFE- se aplicó el test de esfericidad de Bartlett, teniendo como criterio un nivel de significación $< .05$. Una vez realizada la verificación, se llevó a cabo la extracción de los factores mediante el análisis de ejes principales y la rotación de los factores a través del método Varimax. Cabe señalar que se exploraron los métodos de máxima verosimilitud y mínimos cuadrados no ponderados para hallar la solución factorial del arreglo de ítems, siendo ambos coincidentes en el número de factores y sumamente semejantes en la configuración de ellos; sin embargo, se decidió reportar la solución basada en ejes principales, toda vez que fue la que distinguió con mayor claridad la distribución de ítems en las dos dimensiones halladas. Respecto al método de rotación, de acuerdo con Ocaña et al. (2019): “Se eligió esta rotación debido a que se buscó reducir el número de variables que tienen cargas altas en cada factor y, en correspondencia con las referencias teóricas” (p. 286) de la escala, y se presume que tales factores son independientes. Así, los factores considerados fueron lo que presentaron un puntaje de autovalores de más de uno. En consideración con lo expuesto por Ferrando y Anguiano (2010), los reactivos se organizaron tomando en cuenta las cargas con puntajes superiores a .300. Con los datos obtenidos, se estableció el sentido que orienta cada uno de los factores y la medida de confiabilidad de la prueba. Posteriormente, se utilizó el AMOS SPSS v.21 para realizar un análisis factorial confirmatorio -AFC-, partiendo del arreglo factorial hallado en el AFE. La estimación de los parámetros se realizó a través del método de máxima verosimilitud. El criterio de normalidad multivariada se verificó con el

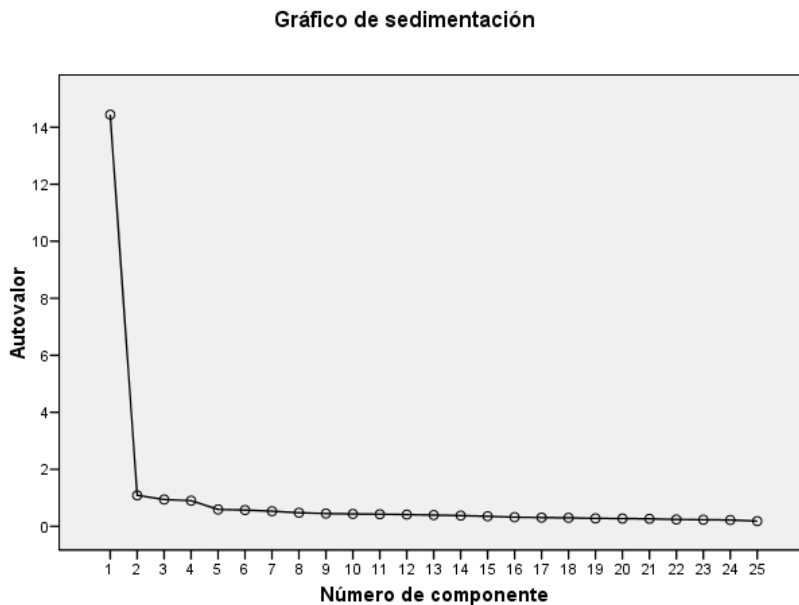
método de distancias de Mahalanobis, siendo no satisfactorio; sin embargo, de acuerdo con Flora y Curran (2004, citado por Morata-Ramírez et al., 2015, p. 80) en escalas tipo Likert es un criterio que se puede incumplir, toda vez que la asimetría en la distribución de las variables observadas es uno de los aspectos que pueden distorsionar este supuesto. Como métricas de ajuste del AFC, se obtuvieron el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice Tucker Lewis (TLI) y el índice normado de ajuste (NFI), las cuales examinan el ajuste incremental del modelo factorial propuesto, respecto a un modelo nulo donde las variables no están relacionadas. Para todos ellos, el valor deseable es .90 (Awang, 2012). Finalmente, para determinar los criterios referenciales para los factores de la prueba y la

prueba en su conjunto, se aplicó la suma de la media obtenida más una desviación estándar, a fin de aproximar al 20 % superior de la distribución de los puntajes de la escala (Michaux, 2005).

La confiabilidad de la escala es adecuada, con un valor de $\alpha = .967$. La prueba de esfericidad de Barlett resultó con $p \leq .000$, lo que confirmó la factibilidad del análisis factorial. El análisis factorial con extracción por factorización de ejes principales y rotación Varimax arrojó una estructura inicial de dos factores con autovalores (valores eigen) superiores a uno que explican el 62.11 % de la varianza (Tabla 1). El gráfico de sedimentación de los componentes hace evidente que la mayor proporción de varianza explicada se logra considerando 2 factores (figura 1).

Figura 1

Gráfico de sedimentación de factores



Los reactivos se agruparon en dos factores, un primer grupo denominado: problemas subjetivos y dificultades atencionales, y un segundo factor designado como impulsividad, hiperactividad y trastorno de conducta, con una consistencia interna de 0.94 y 0.94 respectivamente. De manera global, la consistencia interna de la escala es de 0.96. El factor 1 agrupa reactivos del 1 al 9 y del 22 al 25, mientras que el factor 2 agrupa los reactivos 10 al 21 (Tabla 1). La confiabilidad para ambos factores es adecuada, con un valor $\alpha = .94$. Como se

apuntó en el apartado de análisis de datos, para obtener el punto de corte se realizó la suma simple entre la media y una desviación estándar, con lo que para la escala general se obtuvo un valor de 48 ($M = 27.87 +$ una $D.E. = 19.60$). Para la variable sexo, en el caso de los hombres es de 53 ($M = 33.33 +$ una $D.E. = 19.53$) y para las mujeres de 44 ($M = 24.40 +$ una $D.E. = 18.84$). Por nivel educativo, el punto de corte es de 55 para secundaria ($M = 38.65 +$ una $D.E. = 16.20$) y 43 para bachillerato ($M = 23.68 +$ una $D.E. = 19.20$).

Tabla 1

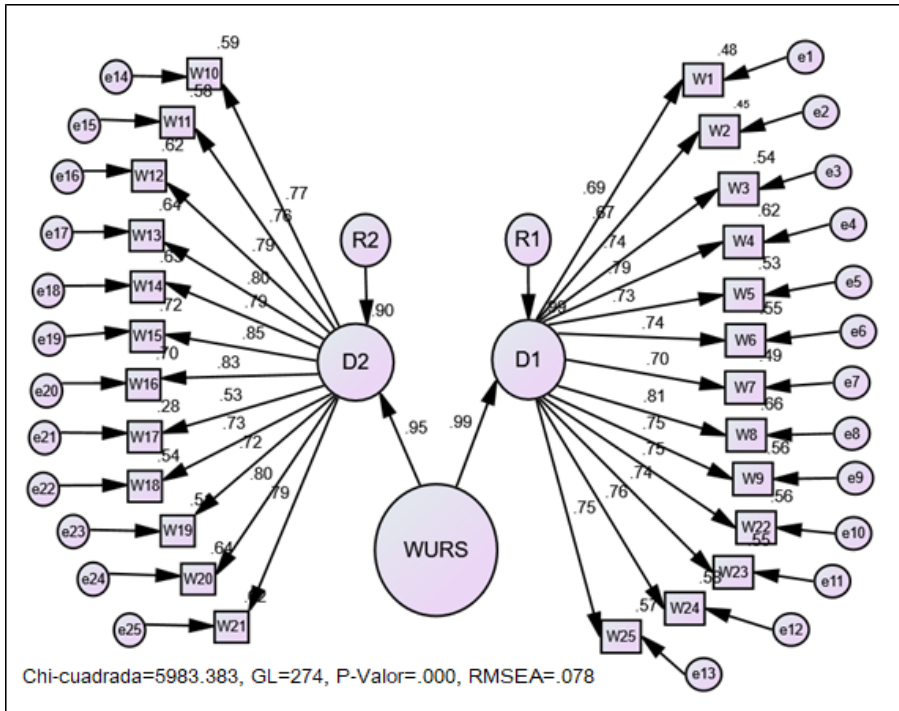
Extracción de factores principales, rotación Varimax. Solución de dos factores

Escala total		Factor		α
a: 0.96		1	2	
Varianza explicada: 62.11				
D1. Problemas subjetivos y dificultades atencionales				0.94
2	Cambios de humor frecuentes: alegre, triste...	0.76		
3	Enfadado(a)	0.73		
1	Sentimientos de culpa, remordimientos	0.71		
5	Ansioso(a), preocupado(a)	0.69		
24	Problemas para terminar las cosas que empezaba	0.66		
8	Irritable	0.65		
4	Perdía el control de mí mismo(a)	0.65		
6	Me dejaba llevar demasiado por los demás	0.64		
23	Descuidado(a), me organizaba mal	0.63		
25	Poco atento(a), "en las nubes"	0.62		
22	Problemas de concentración, me distraía con facilidad	0.59		
9	Tendencia a ser inmaduro(a)	0.58		
7	Dificultad para ponerme en el lugar de los otros	0.57		
D2. Impulsividad, hiperactividad y trastorno de conducta				0.94
17	Activo(a), no paraba nunca	0.76		
14	Imprudente, temerario(a), hacía travesuras	0.70		
19	Mucho temperamento, saltaba con facilidad	0.68		
12	Problemas con las autoridades, en la escuela, reportes al maestro o al director	0.64		
15	Tendencia a ser o actuar irracionalmente, sin razonar las cosas	0.64		
10	Molestaba a otros niños(as)	0.64		
16	Impulsivo(a), hacía las cosas sin pensar	0.64		
11	Me metía en peleas	0.63		
18	Nervioso(a), inquieto(a)	0.62		
20	Explosiones de genio, rabietas	0.60		
21	Testarudo(a), necio(a)	0.58		
13	Desobediente con mis padres, rebelde, contestón(a)	0.58		

El AFC (Figura 1) presenta un valor $p=.000$ ($X^2= 5983.383$, $GL= 274$), lo que supone que el modelo factorial propuesto no presenta un ajuste aceptable. Sin embargo, toda vez que el tamaño de la muestra es grande ($N= 3.436$), este criterio no es determinante pues es altamente sensible a esta condición (Morata-Ramírez, 2015). Adicio-

nalmente, es notable que el índice del error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) presenta un valor de 0.078 (.076, .080) que, de acuerdo a Browne y Cudeck (1993), indica un ajuste razonable del modelo. Otras métricas que soportan este criterio fueron los índices de bondad de ajuste $CFI= .912$, $TLI= .904$ y $NFI= .908$, los cuales son satisfactorios.

Figura 2
Análisis factorial confirmatorio para dos factores



Discusión y conclusiones

El WURS alcanzó un $\alpha \geq 0.96$, lo que indica niveles muy satisfactorios de confiabilidad. La prueba de esfericidad de Bartlett, con valores de $p < .05$, indica la factibilidad del análisis factorial, el cual mostró un arreglo que reagrupa los factores referidos por Rodríguez et al. (2001), de cuatro factores

(problemas subjetivos, impulsividad-trastorno de conducta, impulsividad-hiperactividad y dificultades atencionales), en dos factores para el análisis global, con un nivel de varianza explicada suficiente. El factor 1 agrupa los reactivos que corresponden a los factores problemas emocionales subjetivos y dificultades

atencionales, referidos en estudio realizado por Rodríguez et al. (2001), mientras que el factor 2 concentra los reactivos correspondientes a los factores impulsividad-trastorno de conducta e impulsividad-hiperactividad. Este arreglo es consistente y los factores pueden considerarse fiables y válidas para medir el constructo de TDAH en escolares adolescentes de Chiapas, México. Las diferencias en el número de factores obtenido en este estudio del conformado por Rodríguez et al. (2001), puede deberse a las características de las muestras (clínica y población en general, edad y entorno sociocultural) en quienes se aplicó el instrumento.

En este trabajo los resultados sugieren que los factores de impulsividad y trastorno de conducta e impulsividad e hiperactividad convergen en la misma conformación conceptual del DSM IV, toda vez que dicho manual describe, de manera específica, seis síntomas de hiperactividad y tres de impulsividad. En este sentido, los reactivos que integran el factor problemas emocionales subjetivos y dificultades atencionales, corresponden a nueve síntomas que el DSM IV clasifica como síntomas de desatención vinculados a aspectos emocionales o cognitivos internos. Por lo anterior, el arreglo de dos factores resulta conceptualmente pertinente; lo que se corroboró con las métricas de ajuste obtenidas en el AFC.

El punto de corte para la escala global obtenido en este estudio es ≥ 47 , sumamente similar al referido internacionalmente, cuyo valor es el de ≥ 46 (Taylor et al., 2011). Las diferencias en el punto de corte por nivel educativo de secundaria (55) y bachillerato (43) pueden explicarse en el sentido de que la intensidad de los síntomas de hiperactividad e impulsividad parecen disminuir con el paso de los años (Barkley et al., 2008), mientras que los puntos de corte por sexo, de 53 y 44 para la escala global, 56 y 54 en secundaria y 51 y 38 en bachillerato, en hombres

y mujeres respectivamente, denotan diferencias amplias en los puntajes, mucho menores para las mujeres, lo que, de acuerdo con Gershon (2002), se presenta debido a que las mujeres manifiestan comportamientos que, con frecuencia, son internalizados, a diferencia de los hombres, quienes los expresan de forma externalizada. Además de la edad, esta diferencia podría explicarse en el hecho que la intensidad emocional es percibida de manera diferente en las mujeres respecto a los hombres, y que dicha sensibilidad está determinada por la cultura, el rol de género y las normas sociales (Gordillo-León et al., 2021). En virtud de que los reactivos exploran sobre todo comportamientos externalizantes, estos son mayormente referidos por los hombres.

Los resultados confirman la alta confiabilidad y validez de constructo de la escala, lo que corrobora sus adecuadas propiedades psicométricas y del modelo teórico que lo fundamenta; a partir de la adecuación al español realizada por Rodríguez et al. (2004) y el ajuste semántico de tres de los reactivos, llevado a cabo en este trabajo, lo que afirma la pertinencia de su uso en adolescentes que residen en contextos similares al de este estudio. En específico, para el caso de adolescentes de 12 a 20 años de edad, resulta de suma relevancia como instrumento de cribado de problemas subjetivos, atencionales, de hiperactividad, impulsividad y de conducta (Das et al., 2016), en los que no existen escalas que midan estas variables de interés en su conjunto, en la población de estudio o en contextos semejantes.

Toda vez que en este trabajo los participantes predominantemente son adolescentes de contextos urbanos, en trabajos futuros sería de suma utilidad profundizar en la indagación de las propiedades del instrumento en muestras representativas de adolescentes que consideren contextos como el rural, indígena o no escolarizado, así como en grupos de jóvenes y adultos “con diseños más robus-

tos que corroboren los resultados obtenidos y probar la funcionalidad (del instrumento), en el conocimiento de que los resultados pueden variar en relación con la cultura (y edad) de los sujetos” (García et al., 2020, p. 83).

El WURS es útil como instrumento de detección rápida, lo que resulta relevante en la actividad clínica y psicopedagógica que realizan los psicólogos y otros profesionales. Los resultados que se obtienen de cada uno de los factores que lo integran, orientan el proceso de atención e intervención de problemáticas relacionadas con las dificultades atencionales y de aprendizaje (Granados et al., 2022), la prevención de problemas de conducta y de hiperactividad en el entorno familiar y escolar.

Contribuciones de los autores

Germán Alejandro García Lara: 1) contribución sustancial a la concepción o diseño del artículo o a la adquisición, análisis o interpretación de los datos, 2) participación en el diseño del trabajo de investigación o en la revisión crítica de su contenido intelectual, 3) aprobación de la versión final del manuscrito enviado y 4) capacidad de responder por las cuestiones relacionadas con la exactitud o integridad de cualquier parte del trabajo.

Soledad Hernández Solís: 1) contribución sustancial a la concepción o diseño del artículo o a la adquisición, análisis o interpretación de los datos, 2) participación en el diseño del trabajo de investigación o en la revisión crítica de su contenido intelectual, 3) aprobación de la versión final del manuscrito enviado y 4) capacidad de responder por las cuestiones relacionadas con la exactitud o integridad de cualquier parte del trabajo.

Jesús Ocaña Zúñiga: 1) contribución sustancial a la concepción o diseño del artículo o a la adquisición, análisis o interpretación

de los datos, 2) participación en el diseño del trabajo de investigación o en la revisión crítica de su contenido intelectual, 3) aprobación de la versión final del manuscrito enviado y 4) capacidad de responder por las cuestiones relacionadas con la exactitud o integridad de cualquier parte del trabajo.

Oscar Cruz Pérez: 1) contribución sustancial a la concepción o diseño del artículo o a la adquisición, análisis o interpretación de los datos, 2) participación en el diseño del trabajo de investigación o en la revisión crítica de su contenido intelectual, 3) aprobación de la versión final del manuscrito enviado y 4) capacidad de responder por las cuestiones relacionadas con la exactitud o integridad de cualquier parte del trabajo.

Referencias

- Awang, Z. (2012). *Structural equation modeling using AMOS graphic*. Penerbit Universiti Teknologi MARA.
- Bakare, B. & Jordanova, V. (2020). Psychometric Properties of a Brief Screening Measure for ADHD in Adults. *International Journal of Psychological Research*, 13(2), 78–88. <https://revistas.usb.edu.co/index.php/IJPR/article/view/4511>
- Barkley, R. A., Murphy, K. R. & Fisher, M. (2008). *ADHD in adults: What the science says*. Guilford Press.
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Sage.
- Caci, H. M., Bouchez, J. & Bayle, F. J. (2010). An aid for diagnosing attention-deficit/hyperactivity disorder at adulthood: Psychometric properties of the French versions of two Wender Utah Rating Scales (WURS-25 and WURS-K). *Comprehensive Psychiatry*, 51, 325-331. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2009.05.006>
- Das, D., Vélez, J. I., Acosta, M. T., Muenke, M., Arcos-Burgos, M. & Eastal, S. (2016).

- Retrospective assessment of childhood ADHD symptoms for diagnosis in adults: validity of a short 8-item version of the Wender-Utah Rating Scale. *Atten Defic Hyperact Disord*, 8(4), 215-223. <http://dx.doi.org/10.1007/s12402-016-0202-9>
- Farré, A. & Narbona, J. (2000). *Escalas para la evaluación del trastorno por déficit de atención con hiperactividad*. TEA Ediciones.
- Ferrando, P. J. & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441003>
- Franke, B., Michelini, G., Asherson, A., Banaschewski, T., Bilbow, A., Buitelaar, J. K., Cormand, B., Faraone, S. V., Ginsberg, Y., Haavik, J., Kuntsi, J., Larsson, H., Lesch, K. P., Ramos-Quiroga, J. A., Réthelyi, J. M., Ribases, M. & Reif, A. (2018) Live fast, die young? A review on the developmental trajectories of ADHD across the lifespan. *European Neuropsychopharmacology*, 28(10), 1059-1088. <https://doi.org/10.1016/j.euroneuro.2018.08.001>
- García Lara, G. A., Ocaña Zúñiga, J., Cruz Pérez, O., Hernández Solís, S. & Pérez Jiménez, C.E. (2020). Propiedades psicométricas de instrumentos de evaluación de aspectos psicosociales en adolescentes de México. *Rev. CES Psico*, 13(1), 70-88. <https://doi.org/10.21615/cesp.13.1.5>
- George, D. & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. 11.0 update (4th ed.). Allyn & Bacon.
- Gershon, J. (2002). A meta-analytic review of gender differences in ADHD. *J Atten Disord*, 5, 143-154. <https://doi.org/10.1177/108705470200500302>
- Glöckner-Rist, A., Pedersen, A. & Rist, F. (2013). Conceptual structure of the symptoms of adult ADHD according to the DSM-IV and retrospective Wender-Utah criteria. *ADALTA: Journal of Interdisciplinary Research*, 17(2), 114-127. <https://doi.org/10.1177/1087054711427397>
- Gordillo-León, F., Mestas-Hernández, L., Pérez-Nieto, M. A. & Arana-Martínez, J. M. (2021). Diferencias de género en la valoración de la intensidad emocional de las expresiones faciales de alegría y tristeza: Género y expresión facial de las emociones. *Escritos de Psicología - Psychological Writings*, 14(1), 1-10. <https://doi.org/10.24310/espiescpsci.v14i1.12675>
- Granados Ramos, D.E., Figueroa Rodríguez, S., López Sánchez, J.D. & Pérez Figueroa, L.M. (2022). El TDAH como reto para la educación inclusiva en las universidades. *Psicoespacios*, 16(28). <https://doi.org/10.25057/21452776.1459>
- Katz, N., Petscher, Y., Welles, T. & Welles, T. (2009). Diagnosing attention-deficit hyperactivity disorder in college students: An investigation of the impact of informant ratings on diagnosis and subjective impairment. *Journal of Attention Disorders*, 13, 277. <https://doi.org/10.1177/1087054708326112>
- Kouros, I., Hörberg, N., Ekselius, L. & Ramklint, M. (2018). Wender Utah Rating Scale-25 (WURS-25): psychometric properties and diagnostic accuracy of the Swedish translation. *Uppsala Journal of Medical Sciences*, 123(4), 230-236. <https://doi.org/10.1080/03009734.2018.1515797>
- Lara Muñoz, C., Herrera García, S., Romero Ogawa, T., Torija, L. & García, M. L. (1998). Características psicométricas de la escala de evaluación retrospectiva del trastorno por déficit de atención e hiperactividad Wender-Utah en español. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 26(3), 165-171.
- Lee, C. S.C., Ma, M., Ho, H., Tsang, K., Zheng, Y. & Wu, Z. (2017). The effectiveness of mindfulness-based intervention in attention on individuals with ADHD: A systematic review. *Hong Kong Journal of Occupational Therapy*, 30, 33-41. <https://doi.org/10.1016/j.hkjot.2017.05.001>
- López, I. (6 de diciembre, 2022). Chiapas, el estado con más alto rezago social en el país. *El Heraldo de Chiapas*. <https://www.elheraldodechiapas.com.mx/finanzas/pobreza-extrema-en-chiapas-el-estado-con-mas-alto-rezago-social-en-el-pais-9290227.html>

- Lundervold, A. J., Vartiainen, H., Jensen, D. & Haavik, J. (2021). Test–Retest Reliability of the 25-item version of Wender Utah Rating Scale. Impact of Current ADHD Severity on Retrospectively Assessed Childhood Symptoms. *Journal of Attention Disorders*, 25(7), 1001-1009. <https://doi.org/10.1177/1087054719879501>
- Manly, T., Anderson, V., Nimmo-Smith, I., Turner, A., Watson, P. & Robertson, I. (2003). The differential assessment of children's attention: The Test of Everyday Attention for Children (TEA-Ch), Normative sample and ADHD performance. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 42, 1065-1087. <https://doi.org/10.1111/1469-7610.00806>
- McCann, B.S., Scheele, L., Ward, N. & Roy-Byrne, P. (2000). Discriminant validity of the Wender Utah Rating Scale for attention deficit/hyperactivity disorder in adults. *J Neuropsychiatry & Clin Neurosci*, 12, 240–245. <https://doi.org/10.1176/jnp.12.2.240>
- Mehringner, A. M., Downey, K. K., Schuh, L. M., Pomerleau, C. S., Snedecor, S. M. & Schbinder, H. (2002). The Assessment of Hyperactivity and Attention (AHA): Development and preliminary validation of a brief self-assessment of adult ADHD. *Journal of Attention Disorders*, 5, 223–231. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/108705470100500404>
- Michaux, R. P. (2005). Conceptos estadísticos básicos: una aproximación teórico-práctica (parte II). *Revista Argentina de Radiología*, 69(1), 57-63. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=382538406008>
- Morata-Ramírez, M.A., Holgado-Tello, F.P., Barbero-García, I. & Méndez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio: recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error Tipo I de Ji-Cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12(1), 79-90. <https://dx.doi.org/doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>
- Ocaña Zúñiga, J., García Lara, G. A. & Cruz Pérez, O. (2019). Propiedades Psicométricas del Trait Meta-Mood Scale (TMMS-24) en Adolescentes de Chiapas, México. *European Scientific Journal*, 16(15), 280-294. <https://doi.org/10.19044/esj.2019.v15n16p280>
- Oncu, B., Olmez, S. & Senturk, V. (2005). Validity and reliability of the turkish version of the Wender Utah Rating Scale for attention-deficit/hyperactivity disorder in adults. *Turk Psikiyatri Dergisi*, 16, 252–259. <https://europepmc.org/article/med/16362844>
- Pedrero Pérez, E. J., Puerta García, C., Olivar Arroyo, A., Lagares Roibas, A. & Pérez López, M. (2004). Trastorno por déficit de atención e hiperactividad y su relación con rasgos y trastornos de personalidad en consumidores de drogas en tratamiento: estudio del WURS y su relación con el BFQ y el MCMI-II. Una visión crítica. *Trastornos Adictivos*, 6(3), 192-212. <https://www.elsevier.es/en-revista-trastornos-adictivos-182-articulo-attention-deficit-hyperactivity-disorder-and-its-relationship-13065156>
- Ramos Quiroga, J. A., Montoya, A., Kutzelnigg, A., Deberdt, W. & Sobanski, E. (2013). Attention deficit hyperactivity disorder in the European adult population: prevalence, disease awareness, and treatment guidelines. *Curr Med Res Opin*, 29, 1093-104. <https://doi.org/10.1185/03007995.2013.812961>
- Rodríguez Jiménez, R., Ponce, G., Monasor, R., Jiménez Giménez, M., Pérez Rojo, J. A., Rubio, G., Jiménez Arriero, M. A. & Palomo, T. (2001). Validación en población española adulta de la Wender Utah Rating Scale para la evaluación retrospectiva de trastorno por déficit de atención e hiperactividad en la infancia. *Rev Neurol*, 33(2), 138-144. <https://doi.org/10.33588/rn.3302.2001010>
- Swanson, J., Sergeant, J., Taylor, E., Sonuga-Barke, E., Jensen, P. & Cantwell, D. (1998). Attention-deficit hyperactivity disorder and hyperkinetic disorder. *Lancet*. 32(6), 360–365. [https://www.thelancet.com/pdfs/journals/lancet/PIIS0140-6736\(97\)11450-7.pdf](https://www.thelancet.com/pdfs/journals/lancet/PIIS0140-6736(97)11450-7.pdf)
- Taylor, A., Deb, S. & Unwin, G. (2011). Scales for the identification of adults with attention deficit hyperactivity disorder (ADHD): a systematic review. *Res Dev Disabil*, 32(3), 924-38. <https://doi.org/10.1016/j.ridd.2010.12.036>

- Tong, L, Shi, H.J., Zhang, Z., Yuan, Y., Xia, Z.J., Jiang, X.X. & Xiong, X. (2016). Mediating effect of anxiety and depression on the relationship between attention-deficit/hyperactivity disorder symptoms and smoking/drinking. *Sci Rep.*, 6, 21609. <https://doi.org/10.1038%2Fsrep21609>
- Villafuerte-Solís, D. (2015). Crisis rural, pobreza y hambre en Chiapas. *LiminaR. Estudios Sociales y Humanísticos*, XIII (1), 13-28. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=74532851002>
- Ward, M.F., Wender, P.H. & Reimherr, F.W. (1993). The Wender Utah Rating Scale: an aid in the retrospective diagnosis of childhood attention deficit hyperactivity disorder. *Am J Psychiatry*, 150, 885–890. <https://doi.org/10.1176/ajp.150.6.885>
- Yeh, C. B., Fen Gau, S. S., Kessler, R. C. & Wu, Y. Y. (2008). Psychometric properties of the Chinese version of the adult ADHD Self-report Scale. *International Journal of Methods in Psychiatric Research, Int. J. Methods Psychiatr. Res.* 17(1), 45–54. <https://doi.org/10.1002/mpr.241>