

## **ANÁLISIS MULTIDIMENSIONAL DEL TRASTORNO POR DÉFICIT DE ATENCIÓN E HIPERACTIVIDAD (TDAH) MEDIANTE EL MÉTODO BIFACTOR-ESEM**

Jonatan Frutos  
*Universidad de Valladolid (España)*

### **Resumen**

En este estudio se han puesto a prueba diferentes modelos de primer orden y bifactor del trastorno por déficit de atención e hiperactividad (TDAH), mediante el análisis factorial confirmatorio (CFA) y el modelo exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM). Se estimaron nueve modelos, cinco de primer orden (CFA y ESEM) y cuatro modelos bifactor (Bi-CFA y Bi-ESEM bi y tridimensional) para una muestra de 871 niños (465 varones y 406 mujeres) de entre cinco y 14 años de edad, a través de una escala construida con los 18 síntomas del TDAH propuestos en el DSM-5, respondida por padres y docentes. Los resultados indicaron que ambos modelos Bi-ESEM muestran un mejor ajuste sobre el resto, siendo el de tres factores específicos el que presentó un mejor ajuste con un factor G fuertemente definido.

**PALABRAS CLAVE:** *TDAH, estructura factorial, bifactor, ESEM.*

### **Abstract**

In this study, different first-order and bifactor models of attention deficit hyperactivity disorder (ADHD) have been tested using confirmatory factor analysis (CFA) and exploratory structural equation modeling (ESEM). Nine models were estimated for a sample of 871 children (465 males and 406 females) aged between five and fourteen years old through a scale constructed with the 18 ADHD symptoms proposed in the DSM-5, completed by parents and teachers. The models were divided into five first-order models (CFA and ESEM) and four bifactor models (Bi-CFA y Bi-ESEM). The results indicated that both Bi-ESEM models show a better fit over the rest, with three specific factors showing the best fit with a strongly defined G factor.

**KEY WORDS:** *ADHD, factor structure, bifactor, ESEM.*

## **Introducción**

El enfoque tradicional del estudio de la estructura factorial del trastorno por déficit de atención e hiperactividad (en adelante, TDAH) se ha basado

---

*Correspondencia:* Jonatan Frutos, Facultad de Educación y Trabajo Social, Universidad de Valladolid, Campus Universitario Miguel Delibes, Paseo de Belén nº 1, 47011 Valladolid (España). E-mail: [jonatan.frumig@educa.jcyl.es](mailto:jonatan.frumig@educa.jcyl.es)

fundamentalmente en el análisis factorial confirmatorio (CFA), mediante modelos de factores correlacionados, ya que este método permite probar una estructura definida, a priori, como la descrita por el DSM-5 (APA, 2014) y el CIE10 (OMS, 1992). Sin embargo, desde hace unos años se ha implementado el uso de los modelos bifactor en el análisis de su estructura factorial. Dichos modelos se aplicaron dentro del marco del método CFA, examinando la presencia de un factor general (factor G) y, adicionalmente, la existencia de factores específicos relevantes junto a G (Chen, Hayes, Carver, Laurenceau y Zhang, 2012; Reise 2012).

En los sistemas de clasificación diagnóstica, el TDAH se estructura a través de dos dimensiones: inatención (IN) e hiperactividad/impulsividad (HI/IM) (DSM-5; APA, 2014) o, bien, en tres (CIE-10; OMS, 1992) separando la impulsividad como factor independiente de la hiperactividad. En ambos sistemas clasificatorios se ha categorizado al trastorno como un conteo de síntomas dentro de cada una de sus dimensiones (IN, HI/IM; dentro del modelo bidimensional o IN, HI e IM; dentro del modelo tridimensional), lo que ha llevado a un nivel de comunalidad mayor dentro de cada una de las posibles dimensiones, que dentro del propio constructo general.

Un modelo bifactor (Holzinger y Swineford, 1937) indica la existencia de un factor general (G), el cual es capaz de explicar la mayor parte de la varianza del número total de los ítems que miden dicho constructo, varianza que, a su vez, comparte también con los factores específicos independientes, no correlacionados que pudieran existir. En este caso, inatención, IN; hiperactividad, HI e impulsividad, IM. Es decir, que las respuestas de los sujetos a un ítem están explicadas en una parte por el factor general y, en otra parte, por uno o varios factores específicos. Por lo tanto, un modelo bifactor, implica asumir que todos los ítems pueden otorgar una puntuación total del trastorno y, a la vez, puntuaciones específicas para cada uno de sus factores. Lo que permite identificar si la estructura del TDAH está compuesta por dos (IN e HI/IM) o tres dimensiones específicas (IN, HI e IM).

Dado que el enfoque CFA ha sido criticado por la limitación de las saturaciones cruzadas a cero, hecho que no representa una proposición realista de la estructura del trastorno, se ha implementado un nuevo método que supera estas limitaciones. Los modelos exploratorios de ecuaciones estructurales (ESEM) (Asparouhov y Muthén, 2009; Marsh, Morin, Parker y Kaur, 2014; Morin, Arens y Marsh, 2016) combinan las bondades del análisis factorial exploratorio y confirmatorio de forma simultánea, lo que lo convierte en una posibilidad más avanzada para explorar diferentes fuentes de multidimensionalidad relevantes en la investigación de los constructos psicológicos. A su vez, los modelos exploratorios de ecuaciones estructurales bifactor (Bi-ESEM) son capaces de evaluar la multidimensionalidad en términos de la existencia de distintos factores, permitiendo que la varianza debida al origen común (el factor general G) pueda diferenciarse de la varianza asociada con las fuentes específicas de cada grupo de indicadores (los factores específicos IN, HI e IM). Esto es posible por la existencia de saturaciones cruzadas que facilitan la exploración de los aspectos centrales del trastorno como la validez de los distintos subtipos del TDAH o la equivalencia entre modelos factoriales (Burns, de Moura, Beauchaine y McBurnett, 2014; Nigg, 2012; Sonuga, Bitsakou y Thompson, 2010).

Los estudios multidimensionales realizados mediante CFA no siempre han cumplido con los estándares de medición de la bondad de ajuste, la invarianza de medida o la falta de funcionamiento diferencial de los ítems. Distintos trabajos, que evaluaron la estructura factorial del TDAH con modelos bifactor, han mostrado la existencia de un mejor ajuste frente a los modelos de clúster independiente confirmatorios (ICM-CFA) de primer orden e incluso, en varios de los casos, el modelo de tres factores específicos IN, HI e IM (Arias, Ponce, Martínez-Molina, Arias y Núñez, 2016; Frutos, 2019). Sin embargo, en alguno de los casos, al menos uno de los factores específicos no fue sustentado por los datos, lo que indica que en ese factor se mostró valores negativos o con saturaciones no significativas en alguno de sus ítems. Esto implicaría que no existe una asociación significativa entre ambos y, por lo tanto, dichos ítems no pertenecen al factor definido.

Este problema ocurre principalmente en los ítems de la dimensión de hiperactividad, que podría llegar a considerarse como parte de una dimensión general dentro del TDAH, ante la falta de existencia de una base empírica sólida para un factor de hiperactividad específico, más allá del espectro general del TDAH (Caci, Morin y Tran, 2013; Morin, Tran y Caci, 2013; Rodenacker, Hautmann, Görtz-Dorten y Döpfner, 2016; Toplak, Flora, Weiss y Tannock, 2012). Frente a este hecho, existen dos estudios en los que se propuso un modelo alternativo sin un factor HI específico (Rodenacker *et al.*, 2016; Ullebø, Breivik, Gillberg, Lundervod y Posserud, 2012).

En ambos trabajos, los ítems de la dimensión específica HI de los modelos Bi-CFA mostraron o, bien, saturaciones negativas o no significativas e incluso problemas de convergencia, que aparentemente se debieron a una falta de la variación del factor HI específico. Para superar esta dificultad, se presentó una alternativa mediante un modelo bifactor incompleto (Bi-CFA-inc) con un factor general (factor g, TDAH) y solo dos factores específicos (IN e IM), donde se indicó un ajuste parecido en comparación con los modelos bifactor-CFA con dos y tres factores específicos. Sin embargo, el modelo bifactor-ESEM tridimensional mostró una mejor estructura de las saturaciones de los ítems, sin saturaciones negativas o no significativas en los tres factores específicos (IN, HI e IM).

Por lo tanto, los enfoques ESEM y Bi-ESEM ofrecen mayores ventajas que los métodos tradicionales, como el ICM-CFA, al permitir detectar ítems (síntomas) con una menor capacidad discriminativa y ofrecer estimaciones más precisas de las saturaciones de factor primario y de las correlaciones entre factores (Jennrich y Bentler, 2011, 2012; Reise, Moore y Haviland, 2010).

Esto permite el modelado simultáneo de ambos tipos de elementos multidimensionales, debido a la influencia de factores non-target, siendo una herramienta con un alto potencial a la hora de aportar información relevante en el análisis de la compleja multidimensionalidad inherente a algunos constructos psicológicos (Morin *et al.*, 2016). Todos los estudios llevados a cabo hasta el momento con este nuevo enfoque (Arias *et al.*, 2016; Burns, Geiser, Servera, Becker y Beauchaine, 2019; Rodenacker *et al.*, 2016, 2017, 2018) han mostrado al modelo Bi-ESEM con tres factores específicos (IN, HI e IM) como aquel que mostraba un mejor ajuste según los datos. Anteriormente, ya se había informado

de un modelo tridimensional mediante el uso de los modelos bifactor-CFA convencionales (Gibbins, Toplak *et al.*, 2012; Morin *et al.*, 2013; Wagner *et al.*, 2015). Sin embargo, en estos casos, dicha opción fue más bien la excepción.

El objetivo principal del presente estudio fue contribuir a aportar pruebas sobre la estructura factorial del TDAH y su posible estructura latente, de acuerdo con los síntomas presentados en el DSM-5 (APA, 2014), en población infantil general. Para ello, se evaluó y comparó las diferentes estructuras factoriales de los modelos CFA, Bi-CFA ESEM y Bi-ESEM de dos (IN y HI/IM), tres (IN, HI e IM) factores específicos en una muestra hispanohablante, cuyos datos fueron recogidos a través de dos informantes distintos, padres y docentes. Los planteamientos fundamentales previos al estudio fueron: a) los modelos CFA y Bi-CFA convencionales tendrán deficiencias en términos de saturaciones negativas o no significativas, respecto a los modelos ESEM; b) los modelos Bi-ESEM tendrán menos problemas de identificación y, por lo tanto, menor probabilidad de obtener casos Heywood o soluciones de no convergencia; c) los modelos ESEM, al permitir las saturaciones cruzadas, se ajustarán mejor a las relaciones entre los ítems de las dimensiones específicas; d) dada la liberación de las saturaciones cruzadas, los modelos Bi-ESEM mostrarán estimaciones más precisas de los parámetros y una mayor eficacia en la distribución de la varianza.

## Método

### *Participantes*

La muestra obtenida de forma incidental estuvo compuesta por 871 niños (465 varones y 406 mujeres) de entre cinco y 14 años de edad. De ellos, 645 respuestas se obtuvieron por parte de los docentes de ocho centros escolares de Castilla y León que colaboraron en esta investigación. El resto (226 participantes) fueron el resultado de las respuestas de los padres que colaboraron también voluntariamente con este trabajo. La media general de edad en la muestra (sin valores perdidos) fue de 8,95 años ( $DT= 2,51$ ). En el caso de los niños se alcanzó un valor de 8,92 años ( $DT= 2,49$ ) y, en el caso de las niñas se obtuvo un valor de 8,99 años ( $DT= 2,53$ ). No se establecieron criterios de exclusión de participantes, siendo así una muestra de población general.

### *Instrumento*

Se utilizó un cuestionario construido *ad hoc* a partir de los 18 síntomas del TDAH propuestos por el DSM-5 (APA, 2014). El uso de la mencionada escala se justifica por el hecho de que es una práctica habitual a la hora de intentar evaluar la sintomatología del TDAH que propone el DSM (ver ejemplos en Amador, Forns, Guàrdia y Perú, 2006; V. Arias, Frutos, Rodríguez y B. Arias, 2019; Arias *et al.*, 2016; Gomez, 2007). Se empleó un procedimiento similar al propuesto en las anteriores investigaciones citadas para la traslación a escalas de clasificación de los síntomas del TDAH. La formulación de los ítems coincidió de forma literal con la versión española del DSM-5, con la salvedad de que se eliminó la expresión

adverbial “con frecuencia”, con la que comienza la redacción de todos los síntomas, dado que el uso de tal expresión anularía de facto la escala de frecuencia. También se eliminaron las referencias que pudiesen resultar inadecuadas a la evaluación de los participantes de entre cinco y catorce años (referencias al ámbito laboral en los síntomas tres y seis de déficit de atención y el síntoma dos de hiperactividad y términos específicos sólo apropiados a la evaluación del TDAH en adolescentes y adultos). De acuerdo con lo anterior, cada ítem debía ser valorado en una escala de respuesta de frecuencia de cinco puntos (1= casi nunca, 2= algunas veces, 3= bastantes veces, 4= muchas veces y 5= casi siempre), según hubiera sido el comportamiento habitual del niño en los últimos seis meses.

### *Procedimiento*

Los participantes de este estudio fueron evaluados por sus docentes o por sus progenitores mediante una plataforma *online* habilitada en la Universidad de Valladolid (España). Previamente a la recogida de datos se habían visitado los colegios y explicado detalladamente los objetivos del estudio y las instrucciones de respuesta o, en el caso de los padres se había contactado con ellos e informado al igual que con los centros escolares. Dadas las características de la plataforma no se observaron casos con datos perdidos y la tasa de retorno de la información fue del 100%. En el caso en el que los docentes fueron los informantes, un total de 53 profesores aceptaron participar en el estudio, donde cada maestro calificó a una media de 12 de sus estudiantes. La escala se aplicó seis meses después del inicio del año escolar, con la intención de que los profesores estuvieran suficientemente familiarizados con el comportamiento de los niños. Las evaluaciones fueron completamente anónimas y se contó con consentimiento informado.

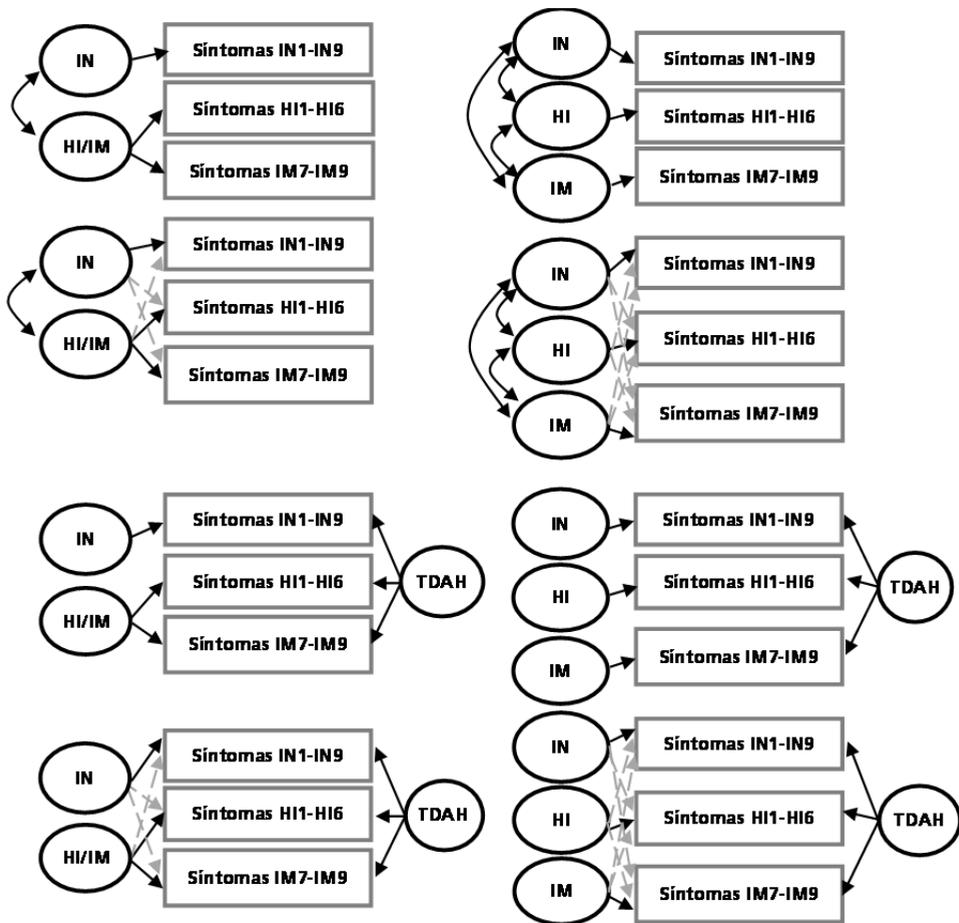
### *Análisis de datos*

Todos los modelos CFA, Bi-CFA ESEM y Bi-ESEM de dos (IN e HI/IM) y tres (IN, HI e IM) factores específicos se estimaron mediante Mplus v.7 (Muthén y Muthén, 2014) (figura 1). Debido a la estructura de los datos se usó el estimador de mínimos cuadrados ponderados y varianza ajustada, WLSMV (Asparouhov y Muthén 2009). Dado que  $\chi^2$  es sensible al tamaño de la muestra, se tomó como criterio predominantemente en el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) y el índice de ajuste comparativo (CFI) para evaluar el ajuste del modelo. Dicho ajuste se considera bueno cuando los valores de RMSEA son iguales o inferiores a 0,05 y los valores CFI a 0,95 o superiores. Mientras que el ajuste adecuado se logra cuando los valores de RMSEA están por debajo de 0,08 y el indicador CFI por encima de 0,90. Se especificaron todos los modelos Bi-CFA y Bi-ESEM de acuerdo con la estructura de un factor general y varios factores específicos ortogonales; modelos de dos factores y tres factores específicos (DeMars, 2013; Reise, 2012). A diferencia de los modelos de segundo orden, los factores específicos del modelo bifactor no reflejan al factor g. Más bien, están ordenados simétricamente de modo que cada elemento representa directa y

simultáneamente dicho factor y su factor de referencia específico, siendo estos ortogonales entre sí. Es decir, sus correlaciones se establecen a cero (Marsh *et al.*, 2014; Morin *et al.*, 2016). Además, se utilizó una rotación target ortogonal lo que permitió que todas las saturaciones se estimaran libremente con respecto al factor general. Este tipo de rotación identifica la solución rotada, la cual se aproxima a una configuración de saturaciones preespecificada, permitiendo que los modelos ESEM sean utilizados de manera confirmatoria (Asparauhov y Muthén, 2009).

**Figura 1**

Modelos puestos a prueba: 1) CFA bidimensional; 2) CFA tridimensional; 3) ESEM bidimensional; 4) ESEM tridimensional; 5) Bi-CFA bidimensional; 6) Bi-CFA tridimensional; 7) Bi-ESEM bidimensional; 8) Bi-ESEM tridimensional



Se llevó a cabo una estimación y comparación del ajuste ICM-CFA en los modelos factoriales de primer orden y los modelos Bi-ESEM, una revisión de las correlaciones entre los factores y una revisión de los patrones de saturaciones y saturaciones cruzadas en presencia y ausencia de un factor general. De manera similar, los mismos modelos se estimaron utilizando ICM-CFA para contrastar la bondad general del ajuste, la magnitud y la disposición de las saturaciones factoriales y la magnitud de las correlaciones entre factores con respecto a sus equivalentes de los modelos ESEM. Para comparar las puntuaciones de fiabilidad compuesta basada en los modelos, se calculó el coeficiente Omega y Omega jerárquico (OmegaH). El coeficiente Omega se define por la varianza representada por todos los factores (es decir, generales y específicos) que subyacen a una escala de calificación, mientras que OmegaH estaría definido por la varianza representada por un constructo objetivo específico (solo el factor general o específico; Zinbarg *et al.*, 2005). Se ha recomendado que los valores de OmegaH deben ser como mínimo de 0,70; aunque es preferible valores cercanos a 0,90 (Reise 2012; Reise, Scheine, Widaman y Haviland, 2013).

## Resultados

En la tabla 1 se muestran los índices de ajuste de todos los modelos puestos a prueba y en la tabla 2 las saturaciones factoriales para cada estimación en los modelos bidimensionales y tridimensionales Bi-CFA y Bi-ESEM. En el caso de las estimaciones de Bi-CFA, el modelo bidimensional presentó un ajuste ligeramente superior al aceptable, mientras que el modelo tridimensional no mejoró sustancialmente el ajuste. En el caso de las estimaciones Bi-ESEM, el ajuste del modelo bidimensional fue bueno CFI (0,982), mientras que en el modelo tridimensional mostró un ajuste muy bueno (CFI 0,991), indicando una mejora sustancial con respecto a los anteriores modelos.

Además, la comparación de la correlación entre factores reveló una disminución considerable en los modelos Bi-ESEM bi y tridimensional con respecto a sus equivalentes Bi-CFA, especialmente en el caso de los factores HI e IM, cuya correlación disminuyó. Este resultado sugiere que la varianza asociada con la superposición entre los síntomas en el modelo CFA se redirigió hacia las correlaciones entre las dimensiones, sesgando los estimadores y socavando la capacidad discriminativa de los factores. Las correlaciones entre factores estimadas por los modelos que permiten las saturaciones cruzadas tienden a ser más representativas del valor real (Asparouhov y Muthén, 2009; Schmitt y Sass, 2011). Por lo tanto, es razonable suponer que las correlaciones obtenidas en los modelos ESEM son estimaciones más precisas que las resultantes de los modelos CFA tradicionales.

Se analizó el patrón de las saturaciones factoriales para el modelo Bi-ESEM tridimensional, al ser el modelo que mejor ajuste mostró (valores RMSA, CFI, TLI y Chi Square). Los 18 ítems recibieron saturaciones factoriales superiores a 0,5 en su factor general, representando el modelo de manera adecuada y equilibrada. La única excepción fue el ítem HI6 ("habla excesivamente"), el cual mostró un patrón inesperado, al estar asociado con el factor IM y no representar a su factor de

referencia (HI). Con relación a estos resultados, se realizaron las siguientes observaciones: a) las saturaciones cruzadas verifican la existencia de una superposición razonable entre los ítems que pertenecen a diferentes factores. Por lo tanto, no se ha de suponer que las saturaciones cruzadas en los modelos CFA sean siempre iguales a cero. Es decir, que los síntomas sólo reflejen su dimensión de referencia puede ser poco realista; b) la presencia de varias saturaciones cruzadas relevantes sugiere: 1) la baja validez discriminante de algunos ítems y/o 2) la existencia de una fuente de varianza común subyacente a la mayoría de los síntomas y, en consecuencia, la necesidad de verificar el funcionamiento y la interpretabilidad de una solución que incluye un factor de orden superior (es decir, un modelo bifactor); c) la existencia de saturaciones cruzadas relevantes en IM, que se observaron con respecto a síntomas de HI, favorece la posibilidad de separación de este factor con respecto a la hiperactividad, dado que su inclusión en el modelo mejoró significativamente el ajuste general. Este hallazgo sugiere la necesidad de determinar si la introducción de un factor G podría modelar la varianza compartida entre HI e IM, facilitando así su separabilidad como factores específicos.

Todos los modelos tuvieron en común un factor general bien definido ( $\Omega_H = 0,791-0,757$ ) y factores específicos débilmente definidos ( $\Omega_H = 0,021-0,514$ ; tabla 2). Con independencia del método utilizado (CFA o ESEM), los modelos con un factor general y dos factores específicos (IN e HI/IM) mostraron un factor HI/IM débilmente definido, sobre todo en el modelo bi-ESEM. Además, todos los modelos compartieron que la mayoría de los ítems tenían saturaciones más altas en el factor general y más débiles en el factor específico (tabla 2). Esto significaría que el factor específico no contribuye sustancialmente al modelo una vez que se haya tenido en cuenta el factor general, suponiendo que los modelos Bi-ESEM sean los más adecuados para definir la estructura del TDAH, al permitir la existencia de saturaciones cruzadas. En cuanto a los modelos Bi-CFA, el ajuste del modelo no difirió considerablemente en ambas perspectivas. La dimensión específica HI/IM del modelo Bi-ESEM de dos factores, según la estructura de las saturaciones de los ítems, se puede interpretar como un factor incorrectamente definido (debido a saturaciones negativas o no significativas), mientras que en el modelo Bi-ESEM de tres factores específicos sucedería lo mismo en la dimensión HI, la cual también estaría pobremente definida en su dimensión específica, no así en el factor general, ni en el factor específico IM; lo que representaría la especificación del modelo que supone que los ítems no coincidan significativamente con un factor específico. Para ambos modelos, no se apunta hacia a la existencia de un factor HI específico, ya que todas las saturaciones son significativamente inferiores al factor general y, en el caso del modelo Bi-ESEM de dos factores específicos, la dimensión HI/IM muestra saturaciones negativas de los ítems asociados a dicho factor).

**Tabla 1**  
Índices de ajuste de los modelos factoriales

Modelos	RMSEA	CFI	TLI	$\chi^2$	g/	pl	AI	BIC	Correlación de los factores			
									IN-HI/IM	IN-HI	IN-IM	HI-IM
CFA (Unidimensional)	0,153	0,870	0,852	2894	135	90	35620	35690				
CFA (2F correlacionados)	0,099	0,946	0,938	1285	134	91	34512	34594	0,455			
CFA (3F correlacionados)	0,099	0,947	0,939	1249	132	93	34697	34475		0,452	0,376	0,478
ESEM (2F correlacionados)	<b>0,088</b>	0,9	0,952	905	118	107	<b>34509</b>	3	0,648			
ESEM (3F correlacionados)	0,066	<b>0,982</b>	0	493	102	123	34520	34509		0,575	0,566	0,650
Bi-CFA (2F específicos)	0,083	0,967	0,956	822	117	108	34521	34592				
Bi-CFA (3F específicos)	0,081	0,968	0,959	789	117	108	34470	34393				
Bi-ESEM (2F específicos)	0,066	0,982	<b>0,972</b>		102	123	345	34565				
Bi-ESEM(3F específicos)	0,050	0,991	<b>0,984</b>	2	87	138	<b>34420</b>	<b>3455</b>				

Nota. CFA= análisis factorial confirmatorio; ESEM= modelos exploratorios de ecuaciones estructurales; Bi= modelos bifactor; RMSEA= error de aproximación cuadrático medio; CFI= índice de ajuste comparativo; TLI= índice de Tucker Lewis; g/= grados de libertad; pl= parámetros libres; AI= criterio de información de Akaike; BIC= criterio de información bayesiano; IN= inatención; HI= hiperactividad; IM= impulsividad.

**Tabla 2**  
Saturaciones estandarizadas de los ítems de los modelos Bi-CFA y Bi-ESEM

Ítems	Modelos																							
	Bi-CFA bidimensional						Bi-CFA tridimensional						Bi-ESEM bidimensional						Bi-ESEM tridimensional					
	TDAH	IN	HI/IM	T AH	IN	HI	IM	TDAH	IN	HI	IM	TDAH	IN	HI/IM	TDAH	IN	HI	IM						
IN1	0,740	0,314		0,567	0,584			0,546	0,600			0,546	0,600	-0,038	0,651	0,478	-0,089	-0,103						
IN2	0,850	0,157		0,683	0,511			0,644	0,569			0,644	0,569	-0,117	0,792	0,371	-0,193	-0,142						
IN3	0,827	0,029		0,671	0,409			0,629	0,471			0,629	0,471	0,046	0,726	0,331	0,010	-0,142						
IN4	0,733	0,396		0,579	0,597			0,545	0,630			0,545	0,630	0,035	0,598	0,584	0,012	-0,003						
IN5	0,683	0,565		0,539	0,656			0,509	0,677			0,509	0,677	0,013	0,547	0,665	-0,006	0,049						
IN6	0,729	0,380		0,586	0,571			0,555	0,601			0,555	0,601	0,077	0,568	0,605	0,092	0,054						
IN7	0,702	0,328		0,566	0,525			0,548	0,540			0,548	0,540	-0,006	0,587	0,499	0,001	0,041						
IN8	0,822	0,223		0,660	0,529			0,640	0,551			0,640	0,551	-0,028	0,709	0,458	-0,028	-0,014						
IN9	0,696	0,254		0,568	0,470			0,550	0,485			0,550	0,485	0,034	0,558	0,481	0,072	0,081						
HI1	0,588		0,548	0,731		0,374		0,770	0,007			0,770	0,007	0,258	0,779	-0,098	0,336	-0,078						
HI2	0,577		0,622	0,711		0,471		0,762	-0,019			0,762	-0,019	0,381	0,646	0,053	0,557	0,114						
HI3	0,607		0,664	0,777		0,482		0,826	-0,018			0,826	-0,018	0,419	0,723	0,027	0,565	0,074						
HI4	0,779		0,129	0,917		-0,436		0,698	0,328			0,698	0,328	-0,160	0,767	0,192	-0,113	0,070						
HI5	0,574		0,567	0,734		0,353		0,782	-0,027			0,782	-0,027	0,227	0,733	-0,056	0,350	0,066						
HI6	0,352		0,539	0,542		0,190		0,668	-0,237			0,668	-0,237	-0,163	0,582	-0,231	0,080	0,358						
IM1	0,499		0,424	0,631				0,295	0,735		0,295	0,735	-0,106	-0,445	0,686	-0,142	-0,182	0,469						
IM2	0,610		0,455	0,755				0,402	0,733		0,402	0,733	0,027	-0,047	0,649	0,112	0,214	0,423						
IM3	0,495		0,318	0,589				0,285	0,600		0,285	0,600	0,051	-0,094	0,476	0,160	0,140	0,432						
ECV	49,9%	29,5%	20,6%	50,2%	26,1%	14,2%	9,5%	64,5%	21,1%	14,4%	69,8%	12,2%	11,6%	6,4%										
Omega	0,967	0,935	0,951	0,968	0,916	0,914	0,916	0,947	0,933	0,941	0,948	0,931	0,911	0,917										
OmegaH	0,791	0,514	0,076	0,790	0,489	0,021	0,326	0,767	0,510	0,091	0,757	0,478	0,087	0,391										

Nota: Bi-CFA= análisis factorial confirmatorio; Bi-ESEM= modelos de ecuaciones estructurales exploratorios; TDAH= trastorno por déficit de atención e hiperactividad; IN= inatención; HI= hiperactividad; IM= impulsividad; ECV= varianza común explicada.

## Discusión

Se probaron varios modelos del TDAH mediante el método bifactor con dos tipos de análisis (CFA frente a ESEM) y dos tipos de informantes (padres y docentes). El objetivo principal fue comparar el ajuste factorial de los diferentes modelos propuestos del TDAH, así como analizar y comprobar si una o más de sus dimensiones pudieran estar definidas de manera débil o inadecuada. Todo ello se fundamentó en estudios anteriores que habían incorporado modelos bifactor indicando resultados y argumentos a favor de dicha estructura dentro del TDAH (Caci *et al.*, 2013; Gibbins *et al.*, 2012; Morin *et al.*, 2013; Rodenacker *et al.*, 2016; Toplak *et al.*, 2012; Ullebø *et al.*, 2012). Además, se mostró que el factor general contenía saturaciones de los ítems mucho más altas y, en consecuencia, puntuaciones de fiabilidad compuestas mayores en comparación con los factores específicos.

Este hallazgo sugiere que, tanto la estimación de más parámetros (aquí entraría en juego las bondades de los modelos ESEM frente a los modelos CFA), como la introducción de una nueva variable latente (modelos de tres factores frente a dos), contribuyeron a una distribución más eficiente de la varianza del ítem, a pesar de la reducción de la parsimonia del modelo (al evitar las saturaciones cruzadas a cero). Por lo tanto, el TDAH tiende a ser un trastorno más bien unidimensional con un fuerte factor general y factores específicos débilmente definidos y, lo que es más importante, no relacionados. Sin embargo, la pregunta continúa siendo, ¿cuál es el modelo más adecuado?, que además de ser estadísticamente sólido, incluya factores correctamente definidos o, bien, permita la posibilidad de un modelo alternativo que represente mejor al TDAH. Frente a esto, dos estudios (Rodenacker *et al.*, 2016; Ullebø *et al.*, 2012) sugirieron un modelo alternativo, consistente en un factor general y dos factores específicos (IN e IM) asumiendo la dimensión de HI dentro del factor general.

Así pues, el presente estudio pretendió sumar un tipo de análisis menos parsimonioso (bi-ESEM; Marsh *et al.*, 2014; Morin *et al.*, 2016) a lo anteriormente propuesto. Los modelos Bi-ESEM combinan las ventajas de del enfoque CFA (especificación a priori de un modelo) y del enfoque EFA (falsabilidad de los elementos/existencia de saturaciones cruzadas), así como las ventajas de los modelos bifactor (la consideración de un factor general y factores no correlacionados específicos). En este caso, se examinó si este nuevo enfoque propuesto o si los modelos con dos (IN y HI/ IM) o tres (IN, HI e IM) factores específicos encajarían mejor que el modelo incompleto de Rodenacker *et al.* (2016) y Ullebø *et al.* (2012).

En los resultados de este trabajo todos los modelos, en ambos tipos de análisis, tuvieron un factor general fuerte y factores específicos débilmente definidos en común, lo cual es consistente con estudios anteriores (Caci *et al.*, 2013; Gibbins *et al.*, 2012; Rodenacker *et al.*, 2016; Toplak *et al.*, 2012). Al observar solo los resultados CFA, se llegó a la conclusión de que los ítems de la dimensión HI no contenían una cantidad significativa de varianza específica por encima de la varianza compartida con todos los demás elementos (factor general).

Sin embargo, permitir las saturaciones cruzadas no mejoró el ajuste del modelo todo lo esperado.

Los resultados de este método también apuntan en una dirección similar a los resultados de los modelos Bi-CFA. Primero, los valores OmegaH del factor G no cambiaron de manera significativa, lo que confirma el fuerte factor general identificado. En segundo lugar, fijar las saturaciones cruzadas a cero puede inflar las saturaciones de los ítems en el factor general en los modelos Bi-CFA (Morin *et al.*, 2016). Y tercero, aunque las saturaciones cruzadas pueden ser importantes para propósitos de especificación, los resultados muestran claramente que las dimensiones HI e IM son dimensiones separables (indicadas por las saturaciones negativas de los elementos HI en el modelo Bi-ESEM de dos factores específicos y un mejor ajuste del modelo Bi-ESEM de tres factores específicos), así como la varianza específica atribuida a ambos factores que no parece ser significativa (OmegaH < .50).

La diferencia en la cantidad de varianza fiable explicada por los factores específicos de IN e IM también se puede relacionar con el número de ítems que forma cada factor. Un número igual de ellos facilitaría esta comparación. Debido a la inconsistencia de los subtipos en el tiempo, el DSM-5 (APA, 2014) ha optado por usar el término «representaciones» en lugar de «subtipos», ya que las representaciones pueden cambiar con el tiempo (Lahey, Pelham, Loney, Lee y Willcutt, 2005).

Sin embargo, este cambio en el tiempo también puede interpretarse como un cambio de la sintomatología dentro del factor general, el cual es distinto de los factores específicos y, por lo tanto, deben representar construcciones diferentes. Sería necesario preguntarse si realmente los factores específicos representan algo relevante o si, por el contrario, están compuestos por una varianza sistemática de error sin ninguna relevancia substantiva para la evaluación del TDAH. Esta suposición está en línea con la idea de que un modelo bifactor no es igual a la realidad expresada por el DSM-5, que más bien está representada por un orden superior o por un modelo de factor correlacionado. Además, los valores de OmegaH indican claramente que la existencia de un factor general fuerte y varios factores específicos débiles, dado que probablemente solo haya un factor específico fiable (IN). Por lo tanto, para el diagnóstico del TDAH se deberían usar puntuaciones totales de la escala, en lugar de sumar los síntomas dentro de cada una de las dimensiones por separado.

Esto se puede argumentar debido a que, en primer lugar, simplemente la suma de los ítems no ayuda a distinguir la varianza del factor general sobre la varianza de los factores específicos. En segundo lugar, el impacto de los factores específicos parece ser despreciable y, por lo tanto, tampoco será útil para crear puntuaciones de subescala. Sin embargo, es necesario comprobar si los factores específicos continúan siendo dimensiones adecuadas al modelo (OmegaH no es un criterio exclusivo). Los criterios externos parecen ser mucho más válidos para responder a esta pregunta. Por lo tanto, estudios futuros deberán evaluar la existencia de asociaciones bien definidas entre los factores específicos y los criterios externos (por ejemplo, entre el deterioro académico y la IN).

Dentro de las investigaciones sobre el TDAH y sus trastornos comorbidos sería de gran interés observar las posibles asociaciones entre los constructos (Beauchaine 2015). En los modelos Bi-ESEM que incorporan elementos de aquellos trastornos que están relacionados, por ejemplo, del TDAH y del trastorno de oposición desafiante (ODD), trastorno de conducta (CD) o tempo cognitivo lento (TCL); entender el significado de sus factores específicos resultaría de gran importancia (Burns *et al.*, 2014; Garner *et al.*, 2014; Lee, Burns, Beauchaine y Becker, 2015).

En general, es importante tener en cuenta lo que implica un modelo bifactor, donde todos los factores son ortogonales y, por lo tanto, deben interpretarse como construcciones separadas. Esto significa que, por ejemplo, la falta de atención capturada por el factor general (TDAH) es algo más que la falta de atención capturada por el factor (IN) específico. En dos estudios referidos al uso del método bifactor dentro de la estructura del TDAH y del TCL se llegaron a examinar a ambos constructos como un mismo modelo (Garner *et al.*, 2014; Lee *et al.*, 2015). El TCL está referido a los síntomas de falta de atención (como soñar despierto, hipoactividad y mirar fijamente); que no se reflejan en los criterios del TDAH (Becker *et al.*, 2016). Los resultados de ambos trabajos apoyaron la idea de constructos separables (el modelo bifactor no ortogonal ajustó mejor), pero también mostraron altas correlaciones entre el TCL y el factor (IN) específico del TDAH.

En consecuencia, los resultados se suman a la creciente literatura que respalda una estructura bifactorial del TDAH con un factor general fuerte y factores específicos débilmente definidos. Hay que destacar que, en contraste con estudios anteriores, se consideró al modelo Bi-ESEM con tres factores específicos (IN, HI e IM) del TDAH como el que mostró un ajuste más adecuado al conjunto de datos analizados.

No obstante, hay ciertas limitaciones para tener en cuenta. La muestra estuvo compuesta de población general no aleatoria, ni estratificada. Sería interesante probar si el modelo incompleto puede mostrar un mejor ajuste según los datos aportados en este artículo. Así como, cruzar los modelos según los informantes por separado (padres y docentes), comprobar si los resultados se replican en muestras clínicas y a través de diferentes métodos de medida (uso de otras escalas). Sin embargo, los resultados se suman a la creciente literatura que admite una estructura bifactor ortogonal del TDAH con factores específicos débilmente definidos.

## Referencias

- Amador, J. A., Forns, M., Guardia, J. y Però, M. (2006). DSM-IV attention deficit hyperactivity disorder symptoms: agreement between informants in prevalence and factor structure at different ages. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 28(1), 23-32. doi: 10.1007/s10862-006-4538-x.
- Asociación Psiquiátrica Americana (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales, DSM-5* (5.ª ed.). Buenos Aires: Editorial Médica Panamericana.
- Arias, V. B., Frutos, J., Rodríguez, H. y Arias, B. (2019). Exploración de la estructura fenotípica del trastorno por déficit de atención con hiperactividad (TDAH): subtipos

- frente a continuo de gravedad. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 27(1), 69-85.
- Arias, V. B., Ponce, F. P., Martínez-Molina, A., Arias, B. y Núñez, D. (2016). General and specific attention-deficit/hyperactivity disorder factors of children 4 to 6 years of age: an exploratory structural equation modeling approach to assessing symptom multidimensionality. *Journal of Abnormal Psychology*, 125(1), 123-137. doi: 10.1037/abn0000115.
- Asparouhov, T. y Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16(3), 397-438. doi: 10.1080/10705510903008204.
- Beauchaine, T. P. (2015). Future directions in emotion dysregulation and youth psychopathology. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 44(5), 875-896. doi: 10.1080/15374416.2015.1038827.
- Becker, S. P., Leopold, D. R., Burns, G. L., Jarrett, M. A., Langberg, J. M., Marshall, S. A., McBurnett, K., Waschbusch, D. A. y Willcutt, E. G. (2016). The internal, external, and diagnostic validity of sluggish cognitive tempo: a meta-analysis and critical review. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 55(3), 163-178. doi: 10.1016/j.jaac.2015.12.006.
- Burns, G. L., Geiser, C., Servera, M., Becker, S. P. y Beauchaine, T. (2019). Application of the bifactor S - 1 model to multisource ratings of ADHD/ODD symptoms: an appropriate bifactor model for symptom ratings. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 48(7), 881-894. doi: 10.1007/s10802-019-00608-4.
- Burns, G. L., de Moura, M. A., Beauchaine, T. P. y McBurnett, K. (2014). Bifactor latent structure of ADHD/ODD symptoms: predictions of dual pathway/trait-impulsivity etiological models of ADHD. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 55(4), 393-401. doi: 10.1111/jcpp.12165.
- Caci, H. M., Morin, A. J. y Tran, A. (2013). Teacher ratings of the ADHD-RS IV in a community sample: results from the ChiP-ARD study. *Journal of Attention Disorders*, 20(5), 434-444. doi: 10.1177/1087054712473834.
- Chen, F. F., Hayes, A., Carver, C. S., Laurenceau, J. y Zhang, Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: a comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80(1), 219-251. doi: 10.1111/j.1467-6494.2011.00739.x.
- DeMars, C. E. (2013). A tutorial on interpreting bifactor model scores. *International Journal of Testing*, 13(4), 354-378. doi: 10.1080/15305058.2013.799067.
- Frutos, J. (2019). Los modelos bifactor vs los modelos factoriales mixtos en la estructura factorial del TDAH. *Anuario de Psicología*, 49(2), 57-71. doi: 10.1344/anpsic2019.49.12.
- Garner, A. A., Peugh, J., Becker, S. P., Kingery, K. M., Tamm, L., Vaughn, A. J., Ciesielski, H., Simon, J. O., Loren, R. E. A. y Epstein, J. N. (2014). Does sluggish cognitive tempo fit within a bi-factor model of ADHD? *Journal of Attention Disorders*, 21(8), 642-654. doi: 10.1177/1087054714539995.
- Gibbins, C., Toplak, M. E., Flora, D. B., Weiss, M. D. y Tannock, R. (2012). Evidence for a general factor model of ADHD in adults. *Journal of Attention Disorders*, 16(8), 635-644. doi: 10.1177/1087054711416310.
- Gomez, R. (2007). Testing gender differential item functioning for ordinal and binary scored parent rated ADHD symptoms. *Personality and Individual Differences*, 42(4), 733-742. doi: 10.1016/j.paid.2006.08.01.
- Holzinger, K. J. y Swineford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2(1), 41-54. doi: 10.1007/BF02287965.
- Jennrich, R. I. y Bentler, P. M. (2011). Exploratory bi-factor analysis. *Psychometrika*, 76(4), 537-549. doi: 10.1007/s11336-011-9218-4.

- Jennrich, R. I. y Bentler, P. M. (2012). Exploratory bi-factor analysis: the oblique case. *Psychometrika*, 77(3), 442-454. doi: 10.1007/s11336-012-9269-1.
- Lahey, B. B., Pelham, W. E., Loney, J., Lee, S. S. y Willcutt, E. (2005). Instability of the DSM-IV subtypes of ADHD from preschool through elementary school. *Archives of General Psychiatry*, 62(8), 896-902. doi: 10.1001/archpsyc.62.8.896.
- Lee, S., Burns, G. L., Beauchaine, T. P. y Becker, S. P. (2015). Bifactor latent structure of attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD)/oppositional defiant disorder (ODD) symptoms and first-order latent structure of sluggish cognitive tempo symptoms. *Psychological Assessment*, 28(8), 917-928. doi: 10.1037/pas0000232.
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, P. D. y Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: an integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85-110. doi: 10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700.
- Morin, A. J., Arens, A. K. y Marsh, H. W. (2016). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 116-139. doi: 10.1080/10705511.2014.961800.
- Morin, A. J. S., Tran, A. y Caci, H. (2013). Factorial validity of the ADHD adult symptom rating scale in a French community sample: result from the ChiP-ARD study. *Journal of Attention Disorders*, 20(6), 530-541. doi: 10.1177/1087054713488825.
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (2014). *Mplus user's guide* (7ª ed.). Los Angeles (CA): Autor.
- Nigg, J. T. (2012). Future directions in ADHD etiology research. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 41(4), 524-533. doi: 10.1080/15374416.2012.686870.
- Organización Mundial de la Salud (1992). *CIE-10. Trastornos mentales y del comportamiento. Descripciones clínicas y pautas para el diagnóstico*. Madrid: Meditor.
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. doi: 10.1080/00273171.2012.715555.
- Reise, S. P., Bonifay, W. E. y Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129-140. doi: 10.1080/00223891.2012.725437.
- Reise, S. P., Moore, T. M. y Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544-559. doi: 10.1080/00223891.2010.496477.
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. y Haviland, M. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: a bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. doi: 10.1177/0013164412449831.
- Rodenacker, K., Hautmann, C., Görtz-Dorten, A. y Döpfner, M. (2016). Bifactor models show a superior model fit: examination of the factorial validity of parent-reported and self-reported symptoms of attention-deficit/hyperactivity disorders in children and adolescents. *Psychopathology*, 49(1), 31-39. doi: 10.1159/000442295.
- Rodenacker, K., Hautmann, C., Görtz-Dorten, A. y Döpfner, M. (2017). The factor structure of ADHD-different models, analyses, and informants in a bifactor framework. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 39(1), 92-102. doi: 10.1007/s10862-016-9565-7.
- Rodenacker, K., Hautmann, C., Görtz-Dorten, A. y Döpfner, M. (2018). Evidence for the trait-impulsivity etiological models in a clinical sample: bifactor structure and its relation to impairment and environmental risk. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 46(4), 659-669. doi: 10.1007/s10802-017-0329-y
- Schmitt, T. A. y Sass, D. A. (2011). Rotation criteria and hypothesis testing for exploratory factor analysis: implications for factor pattern loadings and interfactor correlations.

- Educational and Psychological Measurement*, 71(1), 95-113. doi: 10.1177/0013164410387348.
- Sonuga, E., Bitsakou, P. y Thompson, M. (2010). Beyond the dual pathway model: evidence for the dissociation of timing, inhibitory, and delay-related impairments in attention-deficit/hyperactivity disorder. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 49(4), 345-355. doi: 10.1016/j.jaac.2009.12.018.
- Toplak, M. E., Sorge, G. B., Flora, D. B., Chen, W., Banaschewski, T., Buitelaar, J., Ebstein, R., Eisenberg, J., Franke, B., Gill, M., Miranda, A., Oades, R. D., Roeyers, H., Rothenberger, A., Sergeant, J., Sonuga-Barke, E., Steinhausen, H. C., Thompson, M., Tannock, R., Asherson, P. y Faraone, S. V. (2012). The hierarchical factor model of ADHD: invariant across age and national groupings? *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 53(3), 292-303. doi:10.1111/j.1469-7610.2011.02500.x.
- Ullebø, A. K., Breivik, K., Gillberg, C., Lundervold, A. J. y Posserud, M. B. (2012). The factor structure of ADHD in a general population of primary school children. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 53(9), 927-936. doi: 10.1111/j.1469-7610.2012.02549.x.
- Wagner, F., Martel, M. M., Cogo-Moreira, H., Moreira, C. R., Pan, P. M., Rohde, L. A. y Salum, G. A. (2015). Attention-deficit/hyperactivity disorder dimensionality: the reliable 'g' and the elusive 's' dimensions. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 25(1), 83-90. doi: 10.1007/s00787-015-0709-1.

RECIBIDO: 13 de abril de 2020

ACEPTADO: 25 de agosto de 2020