

# Una alternativa en el estudio de la estructura del TDAH en jóvenes: El modelo bifactor S-1

Jonatan Frutos-de Miguel   
Universidad de Valladolid (España)

## Resumen

El modelo bifactor simétrico se ha aplicado de forma habitual en el trastorno por déficit de atención e hiperactividad (TDAH). Aun así, el modelo en algunos casos ha mostrado resultados anómalos. Un enfoque alternativo ha sido el modelo bifactor S-1, el cual puede resultar más apropiado a la hora de evaluar la estructura jerárquica de las manifestaciones sintomatológicas del TDAH. Por esta razón, el objetivo principal fue poner a prueba el modelo bifactor S-1 en población general infantil y valorar las condiciones en las que su uso sería apropiado, en comparación con el modelo simétrico. Para ello, se aplicaron en ambos modelos las puntuaciones obtenidas en la escala construida ad hoc a partir de los 18 síntomas del TDAH propuestos por el DSM-5, cumplimentado por los progenitores y docentes de 871 niños, de los que 465 (53 %) eran varones, con edades comprendidas entre cinco y catorce años ( $M = 8.95$ ;  $DT = 2.51$ ). Los resultados mostraron que, pese a que el modelo bifactor simétrico tuvo un ajuste adecuado, este mostró una respuesta anómala en las puntuaciones otorgadas por los progenitores, donde dos de las seis cargas estandarizadas en el factor específico HIP fueron negativas. En contraste, el modelo bifactor S-1 con síntomas de TDAH-HIP, como factor general de referencia, mostró resultados claramente más interpretables a la realidad latente del trastorno. En conclusión, en lugar de definirse un factor general como un factor común a todas las dimensiones, el enfoque S-1 contrastaría diferentes grupos de síntomas frente a un grupo sintomatológico de referencia.

*Palabras clave:* trastornos del comportamiento; grupos sintomáticos; factor G de referencia; dominios de síntomas; validez convergente.

## Abstract

*An alternative to the study of the ADHD structure in young people: The bifactor model S-1.* The symmetrical bifactor model has been routinely applied in attention deficit hyperactivity disorder (ADHD). However, the model has in some cases shown anomalous results. An alternative approach has been the S-1 bifactor model, which may be more appropriate when assessing the hierarchical structure of ADHD symptomatological manifestations. For this reason, the main aim was to test the S-1 bifactor model in the general paediatric population and to assess the conditions under which its use would be appropriate, in comparison with the symmetrical model. For this purpose, the scores obtained in the scale constructed ad hoc from the 18 symptoms of ADHD proposed by the DSM-5, completed by parents and teachers of 871 children, where 465 (53%) were boys, aged between five and fourteen years ( $M = 8.95$ ;  $SD = 2.51$ ), were applied to both models. In terms of results, the symmetrical bifactor model despite an adequate fit showed an anomalous response in the scores given by parents, where two of the six standardised loadings on the specific factor HIP were negative. In contrast, the bifactor model S-1 with ADHD-HIP symptoms, as a general reference factor, showed results clearly more interpretable to the latent reality of the disorder. In conclusion, instead of defining a general factor as a factor common to all dimensions, the S-1 approach would contrast differently with the S-1 approach.

*Keywords:* behavioural disorders; symptom clusters; reference G-factor; symptom domains; convergent validity.

Autor de correspondencia / Corresponding author: Jonatan Frutos de Miguel (jonatan.demiguel@uva.es)

Citar como / Cite as: Frutos-de Miguel, J. (2025). Una alternativa en el estudio de la estructura del TDAH en jóvenes: El modelo bifactor S-1. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 12(2), 98-105. doi: 10.21134/rpcna.2025.12.2.3

Recibido / Received: 27 de mayo de 2024

Aceptado / Accepted: 8 de noviembre de 2024

### Puntos clave

- El uso del modelo simétrico, en clasificaciones de síntomas de TDAH, ha conllevado en algunos grupos de población soluciones anómalas.
- El modelo bifactor S-1 permite que los ítems difieran estructuralmente, contrastándolos estadísticamente frente a la dimensión de referencia.
- En el enfoque bifactor S-1, el factor G se define a partir de los síntomas de referencia, sin un factor específico para estos síntomas.
- El modelo bifactor S-1 ha permitido facilitar que los síntomas INA e IMP se relacionen simultáneamente con el factor general HIP.

### Highlights

- The use of the symmetric model in ADHD symptom classifications has led to anomalous solutions in certain population groups.
- The bifactor S-1 model allows items to differ structurally, statistically contrasting them against the reference dimension.
- In the bifactor S-1 approach, the G factor is defined based on the reference symptoms, without a specific factor for these symptoms.
- The bifactor S-1 model facilitates the simultaneous association of INA and IMP symptoms with the general HIP factor.

Los modelos bifactor se han utilizado con relativa frecuencia en el estudio de la estructura jerárquica de los constructos psicológicos (Frutos, 2019; Holzinger & Swineford, 1937; Reise, 2012;). Véanse las investigaciones realizadas en el análisis de la estructura sintomática del trastorno por déficit de atención e hiperactividad (en adelante, TDAH) y de sus tres síntomas nucleares: inatención, INA; hiperactividad, HIP; e impulsividad, IMP (Arias et al., 2018; Arias et al., 2019; Frutos, 2021; Rodenacker et al., 2018). En estas investigaciones, se consideró al modelo bidimensional bifactor (INA e HIP/IMP) como el más adecuado para entender mejor la sintomatología del TDAH, frente al modelo de tres factores (INA, HIP e IMP) de primer orden u otros modelos alternativos. A excepción del estudio de Arias et al. (2019) donde, en ese caso, fue el modelo tridimensional el que mostró un mejor ajuste.

Pese a las bondades de este modelo, no ha estado exento de controversia. Por ejemplo, Heinrich et al. (2020) indicaron que, pese al aumento de publicaciones que habían utilizado el modelo bifactor totalmente simétrico, estos podían producir resultados anómalos, lo cual implicaba dificultades psicométricas y de interpretación. Para evitar este hecho, se propuso el enfoque bifactor S-1 como una alternativa a la hora de buscar un mejor ajuste de la estructura latente del TDAH (véase Watts et al., 2019). Esto fue debido a que los modelos bifactor S-1 podrían ser capaces de mostrar una reducción de los resultados erráticos observados en los modelos bifactor totalmente simétricos, donde el factor G (factor general) arrojaría cargas más exactas (Burns et al., 2019).

La aplicación del modelo bifactor simétrico al TDAH ha conllevado la especificación de un factor de comportamiento disruptivo general (factor G, donde todos los síntomas cargarían en este factor) y factores específicos de TDAH-INA, TDAH-HIP y TDAH-IMP. En este caso, el factor general no correlacionaría con ninguno de los factores específicos (Wagner et al., 2016). En la mayoría de las aplicaciones de estos modelos, las correlaciones entre diferentes factores específicos se han limitado a cero. Esto fue debido a que la varianza común, que se comparte entre de los síntomas, debe reflejarse en el factor general del modelo y no por las correlaciones entre factores específicos (Hand & Lonigan, 2022).

Por ejemplo, sería posible poder determinar si las calificaciones de los síntomas nucleares del TDAH contienen una cantidad significativa de varianza específica verdadera en sus puntuaciones, independiente del factor general de comportamiento (factor G). Además, de ser posible el determinar si los factores específicos TDAH-INA, TDAH-HIP y TDAH-IMP tienen correlaciones externas independientes del factor G. Sin

olvidar, la opción de determinar si en dicho factor G existe una asociación vinculada a cargas externas independientes de los tres factores específicos (Eid et al., 2017; Gu et al., 2023). Ello permite ofrecer una visión única de la estructura interna y de las cargas externas de los síntomas del TDAH.

Aun teniendo en cuenta todo lo mencionado, este tipo de modelo simétrico con relativa frecuencia puede arrojar estimaciones de parámetros anómalos e incluso inadmisibles empíricamente (Eid et al., 2017). Esto incluye patrones inesperados o anormales de cargas factoriales, donde se adoptan valores cercanos a cero, negativos y/o no significativos. Además, uno o más factores específicos pueden llegar a tener estimaciones de varianza cercanas a cero, negativas y/o no significativas también (Gu et al., 2023). En consecuencia, las cargas factoriales negativas resultan ser algo inesperado, cuando todos los síntomas tienen correlaciones positivas.

Una carga negativa indicaría que el síntoma se correlaciona negativamente con el factor que se supone que lo representa, un resultado contradictorio e inesperado para el modelo. En concreto, en 34 estudios que han aplicado modelos bifactor simétricos para los síntomas del TDAH han aparecido, al menos, dos cargas factoriales que eran menores de 0.2, negativas o no significativas (Arias et al., 2016; DuPaul et al., 2015; Eid et al., 2017).

En estas investigaciones, la mayoría de los patrones de carga anómalos se produjeron en factores específicos, en particular, en los factores específicos de síntomas de HIP/IMP o sólo de HIP (Gu et al., 2023). Por ejemplo, DuPaul et al. (2015) indicaron que el factor específico HIP había mostrado cargas “débiles” en dos de los modelos bifactor planteados. En otro estudio, Ullebø et al. (2012) eliminaron el factor específico para los síntomas de HIP, los cuales solo cargaron en el factor G, obteniendo un mejor ajuste. En consecuencia, el problema más frecuente que se halló fue un conjunto de cargas inesperadamente pequeñas y/o negativas de los síntomas IMP o HIP en sus factores específicos (Burns et al., 2019).

Esto ha comprometido la interpretación del factor general como un factor común a todos los grupos de síntomas. Dado que, en estas circunstancias, el factor general se había convertido en el factor de los síntomas para los que no se puede identificar ningún factor específico. Es decir, si el factor específico TDAH-HIP desaparece, el factor general se convierte en dicho factor (Eid et al., 2017). Y, como resultado, el factor general ya no podría interpretarse como un factor G, con un significado definido por todo el conjunto de síntomas (Burns et al., 2019).

Es por eso por lo que el modelo bifactor simétrico ha supuesto que todos los ítems (por ejemplo, síntomas de TDAH-

INA, TDAH-HIP y TDAH-IMP) sean seleccionados al azar del universo de ítems posibles (Eid et al., 2018). La selección aleatoria a partir de un conjunto equivalente implicaba la intercambiabilidad de estos, de modo que un investigador/a podría, en teoría, sustituir simplemente uno por otro del mismo conjunto (por ejemplo, conjuntos de síntomas posibles de INA) sin perder o cambiar la información o el contenido (Heinrich et al., 2020). Es decir, los ítems siguen una estructura de muestreo multinivel, que se ajustaría a la estructura matemática del enfoque bifactor simétrico.

En esta línea, Geiser et al. (2015) realizaron un estudio de simulación y descubrieron que es más probable que el modelo bifactor simétrico dé lugar a patrones de carga anómalos típicos cuando se aplica a datos generados a partir de ítems estructuralmente diferentes (en lugar de intercambiables). Por otro lado, Eid et al. (2017) mostraron que el modelo estadístico más apropiado para los ítems no intercambiables (es decir, fijos, estructuralmente diferentes), como las puntuaciones de síntomas (frecuentes en los constructos psicológicos) era el enfoque bifactor S-1, donde a priori existiría un factor específico menos que los considerados por el modelo bifactor simétrico.

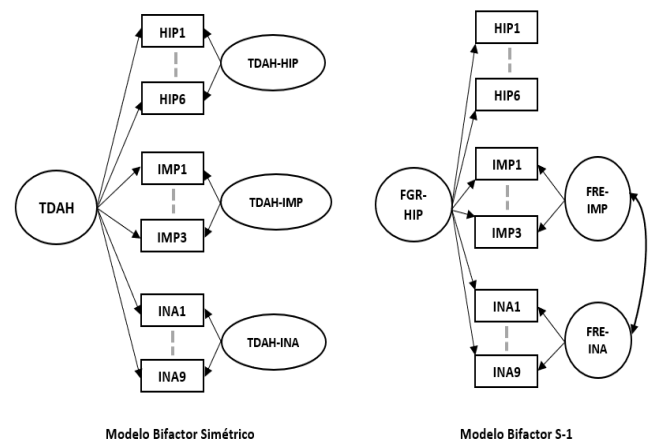
Este modelo bifactor S-1 permite que los ítems difieran estructuralmente, contrastándolos estadísticamente frente a la dimensión de referencia (Heinrich et al., 2020). El primer paso requiere la selección de uno de los factores de primer orden como factor general de referencia. Las puntuaciones de los síntomas, las cuales serán pertenecientes a este dominio, se utilizan como indicadores del factor G (sin que exista un factor específico para estos síntomas). Por ejemplo, si se selecciona el conjunto de síntomas TDAH-HIP, como el dominio de referencia, entonces el factor G reflejaría la varianza de puntuación verdadera común subyacente a los seis síntomas para TDAH-HIP, sin un factor específico ya para dicha dimensión [síntomas] (Thone et al., 2022).

Este procedimiento da como resultado una definición, a priori, inequívoca y psicométricamente sólida del factor general, donde los síntomas de TDAH-HIP son corregidos por el error de medición aleatorio (Heinrich et al., 2020). Además, el significado del factor general, tomado de referencia, no cambia independientemente de que otros factores o síntomas se incluyan en el modelo, siempre y cuando se elija la misma dimensión sintomática como factor de referencia (Watts et al., 2019). A partir de lo anterior, y con los síntomas del factor TDAH-HIP como factor general de referencia, los síntomas de las dimensiones TDAH-INA y TDAH-IMP se contrastan estadísticamente con los síntomas del TDAH-HIP (Hand & Lonigan, 2022; Thone et al., 2022).

Como resultado, los factores específicos representan la verdadera varianza de puntuación en el resto de los grupos de síntomas que no son de referencia, ya que no se comparten con el factor general (Thone et al., 2022). Ello permite que los dos factores residuales específicos se correlacionen con el factor de referencia y puedan hacerlo entre sí (Eid et al., 2018). Se trata, por tanto, de una correlación parcial que indica una varianza específica compartida. La Figura 1 muestra el modelo bifactor S-1 para los síntomas de TDAH, siendo los síntomas de TDAH-HIP los utilizados para definir el factor G de referencia.

Las razones por las que esta teoría apoya el uso de la dimensión TDAH-HIP, como grupo sintomático de referencia, tiene

Figura 1



Representación del modelo bifactor simétrico y del modelo bifactor S-1

Nota. TDAH (factor general, G), TDAH-HIP (factor específico de hiperactividad), TDAH-IMP (factor específico de impulsividad), TDAH-INA (factor específico de inatención). HIP1-HIP6 (síntomas de hiperactividad), IMP1-IMP3 (síntomas de impulsividad), INA1-INA9 (síntomas de inatención). FGR-TDAH (factor general de referencia de hiperactividad), FRE-IMP (factor residual específico de impulsividad), FRE-INA (factor residual específico de inatención).

que ver con dos vías etiológicas diferentes en el desarrollo del TDAH (Rodenacker et al., 2018). Una vía implica una respuesta tónica, y una respuesta fásica baja, principalmente en un sistema neural (Gatzke-Kopp et al., 2009). En otras palabras, el sistema mesolímbico de recompensa, en lo referido a la impulsividad temperamental, estaría expresado por los síntomas del TDAH-HIP. Para esta vía, de componente hereditario alto, los síntomas del TDAH-INA surgen de forma secundaria a la hiperactividad y la impulsividad (Ullebø et al., 2012). Esta vulnerabilidad del neurodesarrollo, que da lugar a la presentación combinada del TDAH, puede aumentar la probabilidad de desarrollar Trastorno de Oposición Desafiante (TOD) y Trastorno de Conducta (TC), en entornos de alto riesgo caracterizados por procesos familiares coercitivos, afiliaciones desviadas con grupos de pares, violencia y otras adversidades (Beauchaine et al. 2017).

La segunda vía hacia el TDAH implicaría la disfunción fronto-parietal y cerebelosa (Fair et al., 2013). Este hecho sería la base del origen del desarrollo directo de la falta de atención (síntomas del TDAH-INA). Fundamento base para seleccionar como factor general de referencia a la dimensión TDAH-HIP. Con este enfoque se espera que los factores residuales específicos de las dimensiones de TDAH-INA y de TDAH-IMP contengan una cantidad sustancial de varianza por encima, y más allá, del factor general de referencia (Burns et al., 2019).

Así pues, el objetivo del presente estudio fue aplicar el modelo bifactor S-1 en población general infantil para describir y analizar las condiciones en las que su uso sería apropiado, comparándolo con el modelo simétrico. Todo ello mediante la evaluación de la validez convergente y discriminante del factor general de referencia y de los dos factores residuales, con el fin último de discutir un enfoque alternativo para las calificaciones de síntomas en la investigación psicopatológica.

## Método

### Participantes

La muestra incidental estuvo compuesta por 871 niños, de los que 465 (53 %) eran varones, con edades comprendidas entre 5 y 14 años. De ellos, 645 respuestas se obtuvieron por parte de los docentes de 8 centros escolares de Castilla y León, de titularidad pública, situados en poblaciones de más de 20.000 habitantes y, en su mayoría, entornos socioeconómicos medios. Solo uno de los centros se situaba en un entorno socioeconómico bajo. El resto, 226 participantes, fueron el resultado de las respuestas de padres y madres 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.

### Instrumentos

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 escala se justifica por el hecho de ser una práctica habitual a la hora de intentar evaluar la sintomatología del TDAH que propone el DSM (véanse algunos ejemplos de investigaciones donde ya se utilizó este instrumento: Amador et al., 2006; 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 (APA, 2014), 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 uno de los 18 ítems debía ser valorado en una escala de respuesta de frecuencia de cinco puntos (1 = casi nunca, 2 = algunas veces, 3 = bastantes veces y 4 = muchas veces y 5 = casi siempre), según hubiera sido el comportamiento habitual del niño en los últimos seis meses.

### Procedimiento

El tratamiento de los datos de los participantes se llevó a cabo siguiendo la normativa internacional sobre la consecución de investigaciones con personas (Reglamento UE 2016/679 del Parlamento Europeo) y la normativa nacional (Ley Orgánica 3/2018 de Protección de Datos Personales). Se garantizó el anonimato y no se registró ningún dato que pudiera identificar a las personas que formaron parte de la muestra. Los participantes fueron valorados por sus docentes o por sus progenitores mediante una plataforma online habilitada en la Universi-

dad de Valladolid, donde se implementó el cuestionario *ad hoc* con los 18 síntomas del TDAH.

Anteriormente, mediante carta formal dirigida a los equipos directivos, se contactó con 20 centros educativos, solicitando su colaboración, de los cuales ocho colegios (40 %) fueron los que aceptaron. Previamente a la toma de datos, se habían visitado los colegios y explicado detalladamente los objetivos del estudio y las instrucciones de respuesta. En ningún caso se tuvo contacto con los niños/as, ya que las respuestas fueron obtenidas a través de los docentes y progenitores, que dieron su consentimiento informado para participar voluntariamente. En el caso de los padres y madres (progenitores), se contactó con ellos por mediación de los centros escolares y fueron informados al igual que el profesorado.

Dadas las características de la plataforma digital usada, 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/a 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 se estuviera lo suficientemente familiarizado con el comportamiento de los niños/as.

### Análisis estadísticos

Para el análisis de los datos se utilizó el programa estadístico Mplus (versión 7.0; Muthén & Muthén, 2014) en lo referido a la estimación y agrupación de los ítems, que fueron tratados como indicadores categóricos, mediante el estimador WLSMV. Además, se utilizó la opción Mplus type = complex para corregir los errores estándar. La cobertura fue superior al 91 % para todas las varianzas y covarianzas. En el ajuste del modelo, se aplicó el índice comparativo CFI (con un ajuste aceptable para valores  $\geq .90$ ), el índice SRMR (con un ajuste aceptable para valores  $< .08$ ) y el RMSEA (con un ajuste aceptable para valores  $\leq .08$ ); siendo el nivel alfa de significación de  $\alpha = .01$ .

En el modelo bifactor S-1, se decidió establecer la métrica del factor general de referencia TDAH-HIP, tomando al síntoma de hiperactividad “*tiene problemas para jugar o realizar actividades tranquilas*”, para la identificación del modelo. El síntoma de inatención “*tiene dificultad para mantener la atención concentrada durante las tareas o juegos*” se utilizó como referencia para el factor residual específico TDAH-INA, y el síntoma de impulsividad “*tiene dificultad para esperar su turno*” fue el factor residual específico en TDAH-IMP. Esto fue así ya que dichos síntomas presentaban las asociaciones más fuertes con sus factores respectivos.

## Resultados

### Modelo bifactor simétrico

En el modelo bifactor simétrico, aunque el ajuste fue adecuado ( $CFI > .90$ ;  $RMSEA < .08$  y  $SRMR < .08$ ), se encontraron resultados anómalos en las puntuaciones de los progenitores, donde dos de seis cargas estandarizadas en el factor específico HIP fueron negativas (rango:  $-.17$  a  $-.11$ ;  $p < .01$ ). Teniendo en cuenta, además, que una de esas cargas del factor HIP específico fue aproximadamente cero ( $.01$ ;  $p = .40$ ). Estos tres ítems



de hiperactividad fueron: “se retuerce en el asiento”, “corretea o trepa en situaciones en las que no resulta apropiado” y “actúa como si lo impulsara un motor”).

En el caso de los docentes, uno de los seis ítems de hiperactividad mostró cargas factoriales específicas estandarizadas de HI inferiores a .30. Además, una de las cargas de estos ítems no fue significativa ( $p = .16$ ). Aquí, uno de los dos ítems problemáticos del conjunto de datos de los docentes era el mismo a los que habían arrojado resultados anómalos en los progenitores (“actúa como si lo impulsara un motor”). Estos resultados son similares a problemas observados, que se mencionaron en la introducción del artículo, en otros estudios de aplicación del modelo bifactor simétrico a los síntomas del TDAH.

Se produjo un conjunto de cargas factoriales anómalas específicas en la dimensión TDAH-HIP para ambos conjuntos de datos (docentes y progenitores), lo que implica dudas sobre la integridad y la interpretación del factor específico para los síntomas hiperactividad.

En términos más generales, para ambas fuentes, el factor específico TDAH-HIP contenía, al menos, uno de los seis síntomas con cargas negativas y otro con cargas cercanas a cero, lo que resulta una saturación parcial del factor específico TDAH-HIP. Es decir, poca varianza real en el factor específico de hiperactividad, independiente del factor general (factor G). Esta saturación parcial del factor específico TDAH-HIP y un nuevo significado para el factor general (es decir, un factor general TDAH-HI en lugar de TDAH, en su mayoría) dificulta la interpretación de las asociaciones de los factores generales y específicos con factores externos.

**Modelo bifactor S-1**

En lo referente al ajuste del modelo bifactor S-1, dio como resultado un buen ajuste para ambos conjuntos de datos. Docentes:  $\chi^2 = 2342, p < .01; CFI = .98; RMSEA = .057$  y  $SRMR = .05$ . Progenitores:  $\chi^2 = 1985, p < .01; CFI = .97; RMSEA = .060$  y  $SRMR = .05$ .

Las correlaciones entre los factores residuales específicos del TDAH-INA y del TDAH-IMP fueron de .30 ( $DT = .03$ ) y 0.19 ( $DT = .03$ ) para los docentes y progenitores, respectivamente. Esto indica que, después de eliminar la varianza compartida con el factor general de referencia TDAH-HIP, los factores TDAH-INA y TDAH-IMP tuvieron poca varianza en común (menos del 15 %). La Tabla 1 muestra las cargas estandarizadas de todos los síntomas en los factores de referencia general y de los dos factores residuales específicos. Todas las cargas factoriales fueron positivas, sustanciales en magnitud y significativas.

**Factores residuales de las cargas generales y específicas**

Las cargas factoriales específicas mostraron un patrón bastante homogéneo entre los síntomas en cada fuente de datos. Para los docentes y los progenitores, los síntomas de hiperactividad tuvieron cargas sustanciales de entre .75 y .95 en el factor general de referencia de TDAH-HIP, lo cual indica que dichos ítems pudieron medir al factor general de referencia con una alta confiabilidad. Para los progenitores, los síntomas del TDAH-INA y del TDAH-IMP tuvieron cargas similares y moderadamente altas en el factor general de referencia del TDAH-HIP.

Tabla 1. Cargas factoriales estandarizadas (y errores estándar) de los síntomas de TDAH en el factor general de referencia y los factores residuales específicos del modelo bifactor S-1

Síntomas	Docentes			Progenitores		
	FGR-HIP	FRE-INA	FRE-IMP	FGR-HIP	FRE-INA	FRE-IMP
<b>TDAH-HIP</b>						
HIP1	.86 (.01)			.92 (.01)		
HIP2	.89 (.01)			.91 (.01)		
HIP3	.87 (.01)			.94 (.01)		
HIP4	.82 (.01)			.85 (.01)		
HIP5	.87 (.01)			.95 (.01)		
HIP6	.75 (.01)			.94 (.01)		
<b>TDAH-INA</b>						
INA1	.55 (.02)	.73 (.02)		.54 (.02)	.70 (.02)	
INA2	.58 (.02)	.78 (.02)		.53 (.02)	.62 (.01)	
INA2	.63 (.02)	.82 (.02)		.54 (.02)	.64 (.01)	
INA4	.61 (.02)	.87 (.02)		.60 (.02)	.68 (.01)	
INA5	.59 (.02)	.76 (.02)		.53 (.02)	.60 (.02)	
INA6	.60 (.02)	.79 (.02)		.51 (.02)	.67 (.02)	
INA7	.58 (.02)	.69 (.02)		.62 (.02)	.71 (.02)	
INA8	.60 (.02)	.78 (.02)		.54 (.02)	.69 (.02)	
INA9	.56 (.02)	.71 (.02)		.57 (.02)	.73 (.01)	
<b>TDAH-IMP</b>						
IMP1	.64 (.02)		.54 (.02)	.57 (.02)		.73 (.02)
IMP2	.76 (.02)		.45 (.03)	.58 (.02)		.75 (.02)
IMP3	.61 (.02)		.61 (.02)	.53 (.02)		.60 (.02)

Nota. FGR-HIP (factor general de referencia hiperactividad), FRE-INA (factor residual específico inatención), FRE-IMP (factor residual específico impulsividad).

Tabla 2. Valores de consistencia y especificidad para los síntomas de INA e IMP en el modelo bifactor S-1

Síntomas	Docentes		Progenitores	
	Consistencia	Especificidad	Consistencia	Especificidad
<b>TDAH-INA</b>				
INA1	.38	.61	.39	.62
INA2	.36	.63	.42	.55
INA3	.43	.58	.54	.53
INA4	.41	.65	.49	.61
INA5	.39	.63	.37	.59
INA6	.41	.60	.49	.63
INA7	.44	.51	.39	.44
INA8	.39	.54	.47	.60
INA9	.45	.65	.41	.59
<b>TDAH-IMP</b>				
IMP1	.67	.31	.55	.65
IMP2	.65	.36	.57	.43
IMP3	.74	.39	.45	.55

Nota. TDAH-INA (factor residual específico de inatención), TDAH-IMP (factor residual específico de impulsividad). INA1-INA9 (síntomas de inatención), IMP1-IMP3 (síntomas de impulsividad).

Para los docentes, los síntomas de inatención tuvieron cargas más bajas ( $M = .59, DT = .02$ ) en el factor general de referencia TDAH-HIP, que en el factor residual específico del TDAH-INA ( $M = .77, DT = .02$ ). Los síntomas de impulsividad cargaron más en el factor general de referencia (FGR) que, en su factor residual específico, FRE ( $M = .67; DT = .03$  para el FGR y  $M = .53; DT = .05$  para el FRE). Esto indicaría que, basándose en los datos de los docentes, los síntomas INA mos-

traron más especificidad con respecto a los síntomas HIP, en comparación con los síntomas IMP. Hecho que no fue el caso del conjunto de datos de los progenitores, para los cuales los síntomas INA e IMP cargaron en promedio casi igual de alto en el factor general de referencia TDAH-HIP.

La Tabla 2 muestra los valores de consistencia y especificidad para los síntomas de inatención e impulsividad. La consistencia representa la cantidad de varianza en la puntuación de los síntomas INA e IMP, explicada por el factor de referencia general TDAH-HIP. Mientras que la especificidad representa la cantidad de varianza de las puntuaciones de los síntomas INA e IMP no compartida con el factor de referencia general TDAH-HIP.

Para los progenitores, los valores promedio de consistencia y especificidad en los síntomas INA fueron de .44 ( $DT = .05$ ) y .57 ( $DT = .06$ ). En lo referido a los valores promedio para los síntomas IMP de consistencia y especificidad, estos fueron de .52 ( $DT = .04$ ) y .54 ( $DT = .06$ ). Por lo tanto, en promedio, poco más del 50% de la varianza en los síntomas INA e IMP no se asoció con el factor de referencia general TDAH-HIP.

Para los docentes, los valores promedio de consistencia y especificidad para los síntomas INA fueron de .41 ( $DT = .05$ ) y .60 ( $DT = .04$ ). Mientras que para los síntomas IMP, los valores promedio de consistencia y especificidad fueron de .69 ( $DT = .08$ ) y .45 ( $DT = .06$ ). Por lo tanto, una mayor varianza de los síntomas INA se asoció con el factor residual específico TDAH-INA, frente a los síntomas IMP, que tuvieron una mayor varianza asociada con el factor de referencia general.

## Discusión

Este estudio ha puesto de manifiesto las bondades estadísticas del modelo bifactor S-1, frente al planteamiento clásico del modelo simétrico. Sin excepción, los 22 estudios revisados por Arias et al. (2018), así como otros (por ejemplo, Rodenacker et al., 2018), concluyeron que el modelo bifactor simétrico era mejor que los modelos factoriales de primer orden. Sin embargo, el uso del modelo simétrico en clasificaciones de síntomas de TDAH ha conllevado, en algunos grupos de población, soluciones anómalas o inadmisibles (véase el caso de patrones de carga inesperados o cargas factoriales negativas).

En cierto porcentaje de los casos en los que los síntomas del TDAH fueron valorados con estos modelos aparecieron dichos problemas, siendo el más frecuente las cargas factoriales no significativas o negativas, en particular para factores específicos pertenecientes a la dimensión específica TDAH-HIP. Cuando los factores específicos tienen cargas factoriales cercanas a cero o negativas, el significado del factor general (G) y de los factores específicos suele verse comprometido (Wagner et al., 2016).

Por ejemplo, si el factor específico TDAH-HIP está débilmente definido y esto es debido a muchas cargas pequeñas, el factor general se vuelve igual al factor específico HIP. Por tanto, este no se puede interpretar como un factor general de conducta o subyacente a todos los síntomas. Por ello, en la aplicación del modelo bifactor simétrico representado en este estudio se hallaron cargas anómalas del factor TDAH-HIP para ambos conjuntos de datos, con algún síntoma que mostraba cargas del factor específico TDAH-HIP cercanas a cero

y/o negativas. Esto produjo que, no solamente el factor general se volviera específico de los síntomas HIP, sino que su significado también variara interpretándose más adecuadamente como una dimensión de índice superior (Eid et al., 2018).

Este resultado, en tal variabilidad, redundante en la forma de cómo definir empíricamente el factor general a través de diferentes aplicaciones del modelo bifactor simétrico, siendo al final un hecho que pueda conllevar problemas al examinar las relaciones entre el factor general y posibles variables externas (Eid et al., 2018). Cuando el factor general en el modelo bifactor simétrico cuenta con los problemas de definición descritos anteriormente y correlaciona con variables externas, se pueden encontrar diferentes resultados entre estudios (o entre informantes dentro del mismo estudio, véase Eid et al., 2018).

Estas diferencias pudieran deberse simplemente al hecho de que el factor general tuviera diferentes significados entre informantes y/o estudios. Por ejemplo, TDAH-HIP, como factor general para progenitores frente a TDAH para docentes. También es posible que el factor general muestre las mismas asociaciones con correlaciones externas para diferentes fuentes, incluso cuando el factor general tenga un significado diferente para cada fuente. La razón probable de las soluciones anómalas y/o no admisibles puede residir en que el modelo bifactor simétrico implique un diseño de medición con dimensiones intercambiables, muestreadas aleatoriamente, mientras que los síntomas del TDAH representen dimensiones fijas estructuralmente diferentes (Heinrich et al., 2020).

El modelo bifactor S-1 podría resolver dichos problemas asociados con el modelo bifactor simétrico, ya que tiene en cuenta la naturaleza fija y estructuralmente diferente de las dimensiones del constructo. En lugar de definir un factor general como común a todas las dimensiones, el enfoque S-1 contrasta diferentes grupos de síntomas con un grupo de referencia. En este modelo, el factor general se establece a partir de los síntomas de referencia, sin incluir un factor específico para ellos (Heinrich et al., 2020). De este modo, los factores específicos se conciben como residuales en relación con el factor general, lo que permite que se correlacionen con los demás factores específicos.

Así pues, los factores generales y específicos tienen un significado definido, a priori, que no difiere según las fuentes y que no cambia cuando se añaden o eliminan otras dimensiones del modelo. Por esta razón, se utilizaron los síntomas HIP para definir el factor de referencia general, con dos factores residuales específicos que comprendieran los síntomas del INA e IMP. Ya que lo esperable era que los síntomas específicos de inatención e impulsividad tuvieran una cantidad sustancial de varianza independiente del factor de referencia general del TDAH-HIP (síntomas hiperactividad). Esta decisión estuvo fundamentada por la *Trait Impulsivity Theory* (Beauchaine et al., 2017), la cual orientó la decisión de definir el factor de referencia general con los síntomas HIP, así como la predicción de que los dos factores residuales específicos contendrían una cantidad sustancial de varianza de puntuación verdadera independiente del factor de referencia general.

Dado que el modelo bifactor S-1 proporcionó datos admisibles y claramente interpretables sin cargas inesperadas para ambos informantes, era previsible que los síntomas de hiperactividad presentaran altas cargas en el factor de referencia general. Los factores residuales específicos del TDAH-INA

y TDAH-IMP explicaban una cantidad significativa de la varianza independiente del factor general del TDAH-HIP, lo que también evidenciaba la validez convergente y discriminante (Wagner et al., 2016).

La explicación de las dimensiones sintomáticas del TDAH-INA, TDAH-HIP y TDAH-IMP fue el resultado de la identificación de las correlaciones únicas de las dimensiones sintomáticas (por ejemplo: causas, factores de riesgo, características asociadas y respuestas a los tratamientos). Diferentes estudios han identificado correlaciones asociadas con dichas dimensiones sintomáticas (factores) del TDAH-INA, TDAH-HIP y TDAH-IMP (véase; Beauchaine et al., 2017). Debido a este hecho, el modelo bifactor S-1 permite ofrecer un enfoque alternativo para examinar las correlaciones de los tres síntomas nucleares del TDAH.

Sin embargo, dicho modelo requiere de una especificación, a priori, del factor de referencia general. Lo ideal sería, pues, que la selección del factor G de referencia se basase en modelos teóricos del desarrollo de la sintomatología del trastorno en cuestión. Esta afirmación parte de la justificación de los procesos etiológicos asociados, por ejemplo, con el desarrollo de síntomas de los trastornos del comportamiento infantil. Según los cuales la hiperactividad e impulsividad representa una predisposición temperamental altamente heredable al desarrollo de síntomas tanto de inatención, como oposicionistas, entre los niños afectados (Beauchaine et al., 2017).

El TDAH, en su presentación puramente inatenta, se especifica por una vía etiológica diferente. La aplicación del modelo bifactor S-1 ha permitido dar cabida a ambas vías al facilitar que los síntomas INA e IMP se relacionen simultáneamente con el factor general HIP, al tiempo que están representados por factores independientes. Esta interpretación predice que los factores residuales específicos de TDAH-INA y TDAH-IMP deben contener una varianza que explique una cantidad de información sustancial, independiente del factor de referencia general de TDAH-HIP.

Cabe señalar, sin embargo, que los modelos estructurales de síntomas rara vez proporcionan pruebas sólidas de su etiología, dada la complejidad de los factores que contribuyen a través de los niveles genéticos, neuronales, hormonales y ambientales (véase, Beauchaine & Constantino, 2017). No obstante, la coherencia con las predicciones derivadas de su etiología es importante. Por todas estas razones, el modelo bifactor S-1 puede ofrecer un nuevo enfoque para estudiar las relaciones de las dimensiones de los síntomas del TDAH, en relación con la evaluación de las correlaciones de los tres factores de primer orden.

## Financiación

La presente investigación no ha recibido ayudas de financiación.

## Conflicto de intereses

El autor de este trabajo declara que no existe conflicto de intereses.

## Referencias

- Amador, J. A., Forns, M., Guardia, J., & Peró, 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. <https://doi.org/10.1007/s10862-006-4538-x>.
- APA. Asociación Psiquiátrica Americana. (2014). *Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales, DSM-5* (5.ª ed.). Editorial Médica Panamericana.
- Arias, V. B., Frutos, J., Rodríguez, H., & 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. [https://www.behavioralpsychology.com/wp-content/uploads/2019/04/05.Arias\\_27-1.pdf](https://www.behavioralpsychology.com/wp-content/uploads/2019/04/05.Arias_27-1.pdf)
- Arias, V. B., Ponce, F. P., Martínez-Molina, A., Arias, B., & 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. <https://doi.org/10.1037/abn0000115>.
- Arias, V. B., Ponce, F. P., & Núñez, D. E. (2018). Bifactor models of attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD): An evaluation of three necessary but underused psychometric indexes. *Assessment*, 25(7), 885–897. <https://doi.org/10.1177/1073191116679260>.
- Beauchaine, T. P., & Constantino, J. N. (2017). Redefining the endophenotype concept to accommodate transdiagnostic vulnerabilities and etiological complexity. *Biomarkers in Medicine*, 11(9), 769–780. <https://doi.org/10.2217/bmm-2017-0002>.
- Beauchaine, T. P., Zisner, A., & Sauder, C. L. (2017). Trait impulsivity and the externalizing spectrum. *Annual Review of Clinical Psychology*, 13, 343–368. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-021815-093253>.
- Burns, G. L., Geiser, C., Servera, M., Becker, S. P., & 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. <https://doi.org/10.1007/s10802-019-00608-4>.
- DuPaul, G. J., Reid, R., Anastopoulos, A. D., Lambert, M. C., Watkins, M.W., & Power, T. J. (2015). Parent and teacher ratings of attention deficit/hyperactivity disorder symptoms: Factor structure and normative data. *Psychological Assessment*, 28(2), 214–225. <https://doi.org/10.1037/pas0000166>.
- Eid, M., Geiser, C., Koch, T., & Heene, M. (2017). Anomalous results in G-factor models: Explanations and alternatives. *Psychological Methods*, 22(3), 541–562. <https://doi.org/10.1037/met0000083>.
- Eid, M., Krumm, S., Koch, T., & Schulze, J. (2018). Bifactor models for predicting criteria by general and specific factors: Problems of nonidentifiability and alternative solutions. *Journal of Intelligence*, 6(3), PMC6480823. <https://doi.org/10.3390/jintelligence6030042>.
- Fair, D. A., Nigg, J. T., Iyer, S., Bathula, D., Mills, K. L., Dosenbach, N. U. F., & Milham, M. P. (2013). Distinct neural signatures detected for ADHD subtypes after controlling for micro-movements in resting state functional connectivity MRI data. *Frontiers in Systems Neuroscience*, 6(1), 80. <https://doi.org/10.3389/fnsys.2012.00080>.
- Frutos, J. (2019). Los modelos bifactor vs los modelos factoriales mixtos en la estructura factorial del TDAH. *Anuario de Psicología*, 49(2), 57–71. <https://raco.cat/index.php/AnuarioPsicologia/article/view/360395>.
- Frutos, J. (2021). Análisis multidimensional del trastorno por déficit de atención e hiperactividad (TDAH) mediante el método bifactor-ESEM. *Psicología Conductual*, 29(1), 95–110. <https://doi.org/10.51668/bp.8321105s>.

- Gatzke-Kopp, L. M., Beauchaine, T. P., Shannon, K. E., Chipman, J., Fleming, A. P., Crowell, S. E., & Aylward, E. (2009). Neurological correlates of reward responding in adolescents with conduct disorder and/or attention-deficit/hyperactivity disorder. *Journal of Abnormal Psychology, 118*(1), 203-213. <https://doi.org/10.1037/a0014378>.
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.08.01>.
- Gu, H., Wen, Z., & Hau, K.-T. (2023). Bifactor exploratory structural equation models versus traditional approaches in predicting external criteria. *Structural Equation Modeling, 30*(5), 778-788. <https://doi.org/10.1080/10705511.2023.2165496>
- Hand, E., & Lonigan, C. J. (2022). Examining the relations between preschooler's externalizing behaviors and academic performance using an S-1 bifactor model. *Research on Child and Adolescent Psychopathology, 50*(5), 577-589. <https://doi.org/10.1007/s10802-021-00861-6>.
- Heinrich, M., Zagorscak, P., Eid, M., & Knaevelsrud, C. (2020). Giving G a meaning: An application of the bifactor-(S-1) approach to realize a more symptom-oriented modeling of the Beck Depression Inventory-II. *Assessment, 27*(7), 1429-1447. <https://doi.org/10.1177/1073191118803738>.
- Holzinger, K. J., & Swineford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika, 2*(1), 41-54. <https://doi.org/10.1007/BF02287965>.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2014). *Mplus user's guide* (7.<sup>a</sup> ed.). Muthén & Muthén.
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research, 47*(5), 667-696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>.
- Rodenacker, K., Hautmann, C., Görtz-Dorten, A., & 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. <https://doi.org/10.1007/s10802-017-0329-y>.
- Thone, A. K., Junghänel, M., Görtz-Dorten, A., Breuer, D., del Giudice, T., Hanisch, C., Hennemann, T., & Döpfner, M. (2022). Empirically based dimensions of externalizing symptoms in children and adolescents: A multitrait-multisource approach. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 44*(1), 844-861. <https://doi.org/10.1007/s10862-022-09983-7>.
- Ullebø, A. K., Breivik, K., Gillberg, C., Lundervold, A. J., & 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. <https://doi.org/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., & Salum, G. A. (2016). Attention-deficit/hyperactivity disorder dimensionality: The reliable 'g' and the elusive 's' dimensions. *European Child & Adolescent Psychiatry, 25*(1), 83-90. <https://doi.org/10.1007/s00787-015-0709-1>.
- Watts, A. L., Poore, H. E., & Waldman, I. D. (2019). Risker tests of the validity of the bifactor model of psychopathology. *Clinical Psychological Science, 7*(6), 1285-1303. <https://doi.org/10.1177/2167702619855035>.