

# Evaluación fenotípica del Trastorno por Déficit de Atención e Hiperactividad (TDAH): existencia de un continuo de gravedad en niños

Phenotypic evaluation of Attention Deficit Hyperactivity Disorder (ADHD): existence of a continuum of severity in children

Jonatan Frutos de Miguel

 0000-0002-0990-4386

jonatan.frumig@educa.jcyl.es

Universidad de Valladolid,  
Facultad de Educación y Trabajo  
Social, Valladolid. España.

## Resumen:

**Antecedentes:** Dentro del estudio de la estructura del TDAH existe un debate en curso sobre si las diferencias fenotípicas se deben a diferencias en la gravedad de los síntomas de falta de atención, hiperactividad e impulsividad a lo largo de un continuo subyacente o si las diferencias lo que reflejan son subtipos cualitativamente distintos con etiologías únicas. **Objetivo:** Analizar si los comportamientos de inatención, hiperactividad e impulsividad en población infantil reflejan presentaciones cualitativamente distintas dentro del TDAH, variaciones a lo largo de un único continuo de gravedad o diferentes niveles de gravedad dentro de las representaciones. **Método:** Se llevó a cabo un estudio a través de análisis factorial confirmatorio (AFC), análisis de clases latentes (ACL) y modelos factoriales mixtos (MFM) del fenotipo del TDAH según los datos recogidos mediante el inventario de comportamiento infantil y adolescente (CABI) de 632 participantes ( $M=10,46$  años;  $DT=2,35$ ) de la ciudad de Talca (Chile) en población general. **Resultados:** De los 16 modelos analizados se infirió que el MFM de tres factores (IN, HI e IM) y cuatro clases, una mayoritaria de puntuación baja (no afectados) y otra minoritaria de puntuación alta (afectados), junto con dos categorías intermedias muy similares, mostraba el mejor ajuste. **Conclusiones:** Los MFM mostraron que el TDAH variaría a lo largo de un continuo de gravedad, dentro de los síntomas del trastorno de leves, a moderados o graves, en lugar de existir como categorías discretas de diagnóstico.

**Palabras clave:** modelo dimensional; análisis factorial mixto; modelo categorial; análisis factorial.

## Abstract:

**Background:** Within the study of the structure of ADHD there is an ongoing debate as to whether phenotypic differences are due to differences in the severity of symptoms of inattention, hyperactivity, and impulsivity along an underlying continuum or whether the differences reflect are qualitatively distinct subtypes with unique etiologies. **Objective:** To analyze whether the behaviors of inattention, hyperactivity and impulsivity in children reflect qualitatively different presentations within ADHD, variations along a single continuum of severity or different levels of severity within the representations. **Method:** A study was carried out through confirmatory factor analysis (CFA), latent class analysis (LCA) and factor mixture models (FMM) of the ADHD phenotype according to the data collected through the Child and Adolescent Behavior Inventory (CABI) of 632 participants ( $M = 10.46$  years;  $SD = 2.35$ ) from the city of Talca (Chile) in general population. **Results:** For the 16 models analyzed, it was inferred that the FMM of three factors (IN, HI and IM) and four classes, a majority with a low score (unaffected) and a minority with a high score (affected), with two very similar intermediate categories, showed the best fit. **Conclusions:** The FMM showed that ADHD would vary along a continuum of severity, within symptoms of the disorder from mild, to moderate, or severe, rather than existing as discrete diagnostic categories.

**Keywords:** dimensional model; factor mixture analysis; categorical model; factor analysis.

Recibido: 09 de septiembre de 2020 – Aceptado: 04 de enero de 2021

Editado por: Vanetza Quezada Scholz, Universidad de Chile, Chile.  
Revisado por: Andrés Antivilo, Centro de implementación e intervención psicosocial, Chile, y  
Diana Martella, Universidad Autónoma de Chile.



© 2021 Terapia Psicológica

## Introducción

El Trastorno por Déficit de Atención e Hiperactividad (en adelante, TDAH) es uno de los trastornos infantiles más comunes (APA, 2014). Actualmente, existe un debate en torno a si la disparidad fenotípica se debe a ciertas diferencias en la gravedad de los síntomas de inatención, hiperactividad e impulsividad a lo largo de un continuo subyacente o, si bien, estas diferencias reflejan subtipos cualitativamente distintos con etiologías únicas (Gomez et al., 2016; Lubke et al., 2009; Willcutt et al., 2012). Los trabajos que se centran en el estudio del fenotipo del TDAH a menudo aplican modelos estadísticos que incorporan explícita o implícitamente suposiciones sobre su naturaleza. Este hecho hace que las presentaciones del TDAH se definan mediante el uso de puntuaciones de corte en escalas o síntomas determinados por una entrevista directa. Por lo tanto, cabe la posibilidad de que las categorizaciones basadas en valores de corte no sean lo suficientemente detalladas como para optimizar el fenotipo de TDAH (Lubke et al., 2007; Gomez et al., 2016).

En el diagnóstico de TDAH, el DSM-5 (APA, 2014) utiliza una lista de 18 síntomas que cubren los tres síntomas nucleares del trastorno (inatención [IN], nueve síntomas; hiperactividad [HI], seis síntomas e impulsividad [IM], tres síntomas). Sobre la base de la disposición de este conjunto sintomático, el DSM-5 sugiere la existencia de tres tipos de presentaciones del TDAH - predominante combinado (presencia de al menos seis síntomas IN y seis síntomas HI/IM), predominante inatento (presencia de al menos seis síntomas IN) o predominante hiperactivo/impulsivo (presencia de al menos seis síntomas HI/IM) en términos categóricos, con presencia o ausencia sintomatológica, según los números de umbral de síntomas. A pesar de esto, existe una fuerte evidencia de que las personas con TDAH constituyen un grupo heterogéneo (Arias et al., 2016; Willcutt et al., 2012), lo que ha llevado a cuestionarse las verdaderas características de la estructura latente del TDAH.

La cuestión concreta sería si el TDAH es cualitativamente distinto (de tipo categorial), como propone el DSM-5 (APA, 2014) o un continuo con niveles altos que reflejen la variabilidad del TDAH (de tipo dimensional; Arias et al., 2019; Lubke et al., 2009; Ranby et al., 2012). Generalmente, el análisis factorial (AF) y el análisis de clases latentes (ACL) se pueden utilizar para explorar modelos cualitativa y cuantitativamente, respectivamente. El AF, que se basa en el modelo de factor común, se puede considerar que representa un conjunto de ecuaciones de regresión en las que los ítems observados se reflejan en un factor latente. Esto significa que dicho factor captura las variaciones compartidas de los indicadores relevantes observados. Se supone que las puntuaciones en dichos factores son continuas y, por lo tanto, reflejan los diferentes niveles de gravedad del constructo que se mide. Mientras que, el ACL, postula una variable latente discreta que define la pertenencia a una clase, explicando la covarianza entre los indicadores observados. El número de categorías en la variable latente para la pertenencia a una clase resultante representa el número de tipos diferentes. Las personas se agrupan en su clase más probable en función de los síntomas observados, de modo que los individuos dentro de una clase son más similares que los individuos entre clases, asumiendo que los indicadores observados dentro de cada clase son independientes (no co-

correlacionados) y que los individuos de una clase no difieren sistemáticamente en términos de severidad. Esto significa que el ACL puede modelar tipos, pero no severidad dentro de las clases.

Hasta la fecha, el método más usado para examinar la estructura latente del TDAH ha sido el AF y los procedimientos del ACL (Arias et al., 2018; Bauermeister et al., 2010). Arias et al. (2018) y Bauermeister et al. (2010) han proporcionado sendas revisiones detalladas de estos estudios, las cuales concluyeron que, según las entrevistas clínicas, así como las calificaciones de los padres y los maestros de varias versiones de las escalas de calificación del TDAH en muestras comunitarias y referidas a la clínica, el análisis factorial exploratorio (AFE) y el análisis factorial confirmatorio (AFC) han indicado principalmente dos modelos de factores, con dimensiones separadas para los síntomas de IN e HI/IM. Además, los estudios de ACL generalmente han llegado a apoyar de seis a ocho clases, con diferentes niveles de gravedad dentro de las mismas. A diferencia de los estudios de AFE y AFC, donde la gravedad se refiere a un continuo de puntuaciones que oscilan entre muy bajas a muy altas para el TDAH o factores latentes de IN e HI/IM, la severidad en el contexto de los modelos ACL se refiere a diferentes clases con puntuaciones claramente más bajas o altas para los síntomas del TDAH. Por lo tanto, en general, parece haber apoyo para las opiniones dimensionales (de los estudios AFE y AFC) y categóricas (de los estudios ACL) del TDAH.

Estudios de AFC, también basados en entrevistas clínicas, así como calificaciones de padres y maestros de varias versiones de escalas de diagnóstico del TDAH en muestras comunitarias y clínicas, han encontrado que dicho trastorno se ajusta mejor en términos de un modelo bifactorial que de un modelo de dos factores (Arias et al., 2018; Frutos, 2019; Martel et al., 2010; Toplak et al., 2009). En el modelo bifactor, existen tres factores ortogonales. Un factor general en el que cargan todos los síntomas de IN, HI e IM y factores específicos separados para los grupos de síntomas IN, HI e IM (modelo bifactor de tres factores específicos) o IN e HI/IM (modelo bifactor de dos factores específicos). El factor general explica la covarianza entre todos los síntomas del trastorno y los factores específicos explican la variabilidad única de los síntomas dentro del factor relevante. grupos, después de tener en cuenta el factor general.

El apoyo a la visión dimensional del TDAH también proviene de tres estudios (Frazier et al., 2007; Haslam et al., 2006; Marcus y Barry, 2011) que utilizaron procedimientos taxométricos (Meehl, 1992). Dichos procedimientos tienen la capacidad de evaluar el soporte relativo de modelos dimensionales y categoriales con dos clases latentes. Además, los análisis de correlación con características asociadas indicaron que los modelos dimensionales demostraron coeficientes de validez más fuertes con estas medidas de criterio que los modelos categóricos. Aunque los argumentos sobre la estructura latente del TDAH a menudo se han enmarcado en términos categóricos o dimensionales, es concebible que dicho trastorno tenga una estructura latente categorial, con diferentes niveles de gravedad dentro de las categorías. Una técnica, que se está implementando en la actualidad al estudio del TDAH, denominada Modelos Factoriales Mixto (MFM; Muthén y Shedden, 1999), proporciona un

medio para evaluar esta posibilidad al combinar el ACL y AF en un único modelo general. Los MFM permiten que la estructura subyacente sea simultáneamente categórica y dimensional, ya que es un híbrido de modelos categóricos y continuos de variables latentes. La heterogeneidad de los individuos en una muestra se modela utilizando ACL. Sin embargo, a diferencia del ACL convencional, que especifica que las variables observadas tienen correlaciones cero, en este otro pueden correlacionarse dentro de las clases. Estas covariaciones se modelan utilizando AF, permitiendo que los factores puedan capturar posibles diferencias de gravedad dentro de las clases. Por lo tanto, los MFM abordan las limitaciones por separado del AF y el ACL.

Cuando se aplica al TDAH, los MFM posibilitan modelar sus síntomas como pertenecientes a diferentes clases (categorías diagnósticas) al tiempo que permite diferencias de gravedad dentro de cada clase (visión dimensional). A diferencia de los procedimientos taxométricos que son solo aplicables a situaciones con dos clases latentes, los MFM permiten la detección de más clases (Lubke y Tueller, 2010). Hasta la fecha, los estudios que han examinado la estructura latente del TDAH utilizando MFM (Arias et al., 2019; Gomez et al., 2016; Lubke et al., 2007; Ranby et al., 2012) han apoyado un modelo de dos factores y dos clases, a excepción de Arias et al. (2019), donde el modelo que mejor ajuste mostró fue el de dos factores y cuatro clases en población general. Los dos factores latentes representaron las dimensiones de los síntomas IN e HI/IM, mientras que las dos clases latentes dividieron a las personas en una clase de alta aproximación, para todos los síntomas, y otra clase, con una baja aproximación de todos los síntomas. Sin embargo, se señaló que, a pesar del apoyo para dos clases, la separación de las clases en los modelos de MFM en términos de gravedad de los síntomas, en lugar de diferentes conjuntos de síntomas, es consistente con una visión dimensional del TDAH. Este hecho ha llevado a plantearse la posibilidad de que las clases o subtipos más distintos puedan ser respaldados por modelos MFM que utilicen datos de muestras clínicas, ya que constituyen grupos con más síntomas respaldados.

En el presente estudio se utilizó modelos AFC, ACL y MFM con el objetivo de analizar, evaluar y comparar la estructura latente del TDAH en población general infantil. Dado el soporte existente al modelo bifactor, dicho modelo también se comparó, en el caso del modelo AFC-Bifactor de dos y tres factores. La decisión de aplicar AFC en lugar de AFE en este trabajo - como es habitual cuando se comparan modelos AF, ACL y MFM - se debió a que actualmente existe cierta evidencia que respalda el uso de dos factores (IN e HI/IM; Lee et al., 2015; Li et al., 2016) y de modelos de tres factores, segmentado la impulsividad (IN, HI e IM; Arias et al., 2016; Bauermeister et al., 2010; Willcut et al., 2012). Por lo tanto, el enfoque de los modelos AFE no se consideró necesario para este caso y, en consecuencia, se especificaron modelos que corresponden a una conceptualización en términos de subtipos (AFC), modelos que corresponden a una conceptualización en términos de diferencias en la gravedad (ACL) y modelos híbridos que permiten diferencias de severidad dentro del subtipo (MFM). Al comparar estos modelos alternativos y su ajuste a los datos recopilados, se pueden llevar a cabo inferencias sobre la naturaleza subyacente del fenotipo del TDAH, evaluado por los comportamientos de inatención, hiperactividad e impulsividad.

## Método

### Participantes

La muestra fue accidental y estuvo compuesta por un total de 632 participantes (276 niños y 356 niñas) con edades comprendidas entre los seis y los catorce años. La edad promedio fue de 10,46 años (DT=2,35), en población general infantil. La distribución muestral, en función de la edad, mostró valores de ligera asimetría negativa en ambos sexos y una fuerte distribución platicúrtica, indicando un grado reducido de valores en la zona central. Se estableció contacto directo con familias con hijos o hijas en edad escolar en la ciudad de Talca y el entorno de la región del Maule (Chile). Se informó del objetivo de la investigación y los participantes dieron su consentimiento para colaborar en una entrevista personal mediante el Inventario de Comportamiento infantil o adolescente: versión para padres y madres (CABI). En la entrevista, bien el padre o la madre, evaluó a su hijo/a mediante esta escala. Al ser recogidos los datos de manera presencial, se obtuvo un cien por cien de inventarios completos y válidos para este estudio.

### Instrumento

Se utilizó el inventario de comportamiento infantil y adolescente (CABI; Burns et al., 2001) en su versión para padres. Este instrumento evalúa diferentes aspectos del comportamiento en niños y jóvenes, así como aspectos sociales y académicos. El inventario consta de nueve cuestionarios breves referidos a distintas dimensiones psicopatológicas del comportamiento infantil como el trastorno negativista desafiante, la ansiedad, la depresión o el TDAH, donde cada pregunta describe un comportamiento concreto, y cuya respuesta señala la frecuencia con la que dicha conducta apareció en el niño o niña durante el último mes, formada por una escala de respuesta de seis opciones que oscila desde «casi nunca» hasta «casi siempre».

Además, cada cuestionario viene acompañado de dos preguntas, donde se pide una valoración global indicando si los comportamientos han producido dificultades a nivel social y académico. Estas dos preguntas no fueron tenidas en cuenta en el análisis de los datos, dado que dicha información en la dimensión de TDAH del cuestionario no fue necesaria, en este caso, para dar respuesta al objetivo del estudio. La confiabilidad y la validez de construcción de la escala han sido respaldadas empíricamente, además de mostrar capacidad predictiva para problemas escolares (Burns et al., 2001). Se solicitó a los padres y madres que evaluaran la frecuencia de cada comportamiento, teniendo en cuenta la conducta normal del niño en el contexto escolar y familiar durante los seis meses anteriores. El contacto con los padres se realizó desde los centros educativos, accediendo a participar de forma voluntaria; previamente de haber sido informados sobre objeto de la investigación.

## Análisis de los datos

La estrategia seguida en el presente análisis fue evaluar la adecuación de diferentes modelos alternativos mediante índices de bondad de ajuste, incluyendo el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano (BIC). Ambos están diseñados para facilitar la decisión sobre cuál es el que mejor ajuste arroja según las respuestas observadas (los valores más bajos marcan el modelo de mejor ajuste). Los modelos más complejos, aquellos con un mayor número de clases, disponen de más parámetros y, por lo tanto, pueden ajustarse a los datos más fácilmente. Dado que, los distintos modelos analizados pertenecen a diferentes supuestos sobre la estructura fenotípica del TDAH – los modelos AF se corresponden a categorías diagnósticas, los modelos ACL a subtipos y los MFM a una combinación categorial y dimensional – la decisión sobre qué tipo de modelo es el que proporciona el ajuste más adecuado va a permitir apoyar las conclusiones respecto a qué vía se adapta mejor a la estructura concreta del TDAH según esta muestra. Además de los criterios antes mencionados, otro indicador útil para comparar modelos ACL y MFM es el estadístico Lo-Mendell-Rubin (LMR; Lo et al., 2001). El LMR permite probar si un modelo con K clases es mejor frente a un mismo modelo con K-1. Si el valor p es significativo, esto indica que el modelo con K clases resulta mejor que el de K-1. Mientras que, por lo general, un valor p no significativo señalaría lo contrario. Todos los análisis se realizaron mediante el programa informático Mplus v.7.0 (Muthén y Muthén, 2015).

Para llevar a cabo todo lo anterior, se elaboraron 16 modelos como se muestra en la Tabla 1. En primer lugar, se usó AFC para estudiar el ajuste de los modelos de dos (IN e HI/IM) y tres factores (IN, HI e IM), así como los bifactor correspondientes. En este primer caso, todos los síntomas de IN, HI e IM se cargaron en sus respectivos factores propios, estando correlacionados entre sí (oblicuos). Mientras que, en el modelo bifactor, los 18 síntomas cargaron en un solo factor general “G” de TDAH, a la vez que los síntomas de IN, HI e IM cargaban en sus propios factores respectivamente (en este caso, los factores no estaban correlacionados dando lugar a un modelo ortogonal). Para ambos modelos, la varianza de error se estimó libremente y la varianza latente se estableció en uno para la identificación del modelo. A continuación, se examinó el ajuste de los modelos ACL, donde se introdujeron los 18 síntomas sin correlación dentro de las distintas clases. Se fueron añadiendo clases en número creciente para determinar qué modelo se ajustaba mejor a los datos. Finalmente se analizó el ajuste de los modelos MFM, donde se permitió que las cargas de los ítems, así como las varianzas y covarianzas de los factores variaran entre las clases, fijándose las puntuaciones medias de los factores en cero.

Los estudios de simulación han demostrado que el valor AIC y el BIC conducen a la elección correcta del modelo al comparar dentro y entre diferentes modelos AF, ACL y MFM (Lubke y Neale, 2008). De ellos, se ha demostrado que el BIC supera a los demás índices y también al LMR, sobre todo a la hora de comparar MFM (Nylund et al., 2007). Ante esto, y en línea con el enfoque adoptado por Lubke et al. (2007) y Gomez et al. (2016), el ajuste preponderante de todos los modelos fue el BIC. Con tales especificaciones, los estadísticos no se vieron altera-

dos por el ajuste (o la falta de este) de los parámetros de los distintos modelos y, por lo tanto, pudo verse como un reflejo de las diferencias en el número de variables latentes (factores y clases) incluidas en el modelo.

## Resultados

La Tabla 1 muestra los valores estadísticos de todos los modelos calculados en el estudio: análisis factorial confirmatorio y bifactor (modelos M1 y M2), análisis de clases latentes (modelos M3 a M6) y análisis factoriales mixtos (modelos M7 a M10). El valor BIC para los modelos CFA-bifactor fue menor que el de los modelos CFA, lo que sugiere un mejor ajuste para dicho modelo en la estructura del TDAH. Dentro del ACL, se especificaron de una a cinco clases, tal y como se muestra en la Tabla 1. Los valores BIC indicaron que los modelos ACL mejoraron, al incrementarse las clases, hasta llegar a cinco clases donde el valor BIC vuelve a aumentar. Por lo tanto, el mayor apoyo fue para el modelo de cuatro clases. En los análisis MFM se examinaron modelos de dos a cinco clases, teniendo en cuenta los resultados obtenidos previamente en los ACL, con dos y tres factores. El modelo con el valor BIC más bajo fue el de cuatro clases y tres factores, siendo la entropía razonablemente elevada. Lo que sugiere que el modelo clasificó a los sujetos con la necesaria precisión. El concepto de entropía proviene de la termodinámica asimilado a conceptos como el desorden y la información, convirtiéndose en una medida de variación para variables cualitativas. La entropía es nula cuando la variable es determinística, es decir cuando todas las probabilidades son nulas, salvo una. Por tanto, su valor oscila entre cero y uno, siendo mejor cuanto más cerca de la unidad se sitúe, considerándose como la cantidad media de información que se tiene.

**Tabla 1:** Resultados de la estimación de los diferentes modelos

Modelo	Clases	Factores	Log-Likelihood	Parámetros libres	BIC	AIC	Entropía	LMR p.	Distribución de clases
<b>AFC</b>									
M1	0	2	13078	109	26860	26375			
M2	0	3	13061	111	26839	26345			
<b>AFC- BF</b>									
M1 (BF)	0	2 (BF)	13049	117	26852	26333			
M2 (BF)	0	3 (BF)	12948	124	26696	26144			
<b>ACL</b>									
M3	2	0	14896	181	30959	30154	0,95	<.01	61, 38
M4	3	0	14102	272	29959	28748	0,94	>.05	40, 36, 22
M5	4	0	13608	363	29546	27923	0,95	>.05	37, 31, 20, 11
M6	5	0	13310	454	29556	27549	0,93	>.05	31, 29, 15, 13, 11
<b>MFM</b>									
M7	2	2	13213	113	27155	26652	0,70	<.01	72, 28
M8	3	2	13159	118	27079	26554	0,68	>.05	51, 36, 12
M9	4	2	13126	123	27045	26498	0,69	>.05	37, 35, 22, 5
M10	5	2	13122	128	27069	26500	0,65	<.05	37, 28, 20, 9, 6
<b>MFM (3F)</b>									
M7 (3F)	2	3	13410	113	27550	27047	0,86	<.01	62, 38
M8 (3F)	3	3	13165	119	27098	26569	0,85	<.05	42, 42, 16
M9 (3F)	4	3	13077	125	26928	26345	0,81	>.05	38, 26, 26, 10
M10 (3F)	5	3	13041	131	26961	26405	0,78	>.05	28, 26, 20, 17, 8

**Nota:** AFC=Análisis Factorial Confirmatorio; BF=Bifactor; ACL=Análisis de Clases Latentes; MFM=Modelos Factoriales Mixtos; 3F=Tres factores; BIC=Criterio de información bayesiano; AIC= Criterio de información de Akaike; LMR p.=Nivel de significación de la prueba de Lo-Mendell-Rubin; Distribución de clases= proporciones en porcentaje en las que se distribuyen las clases

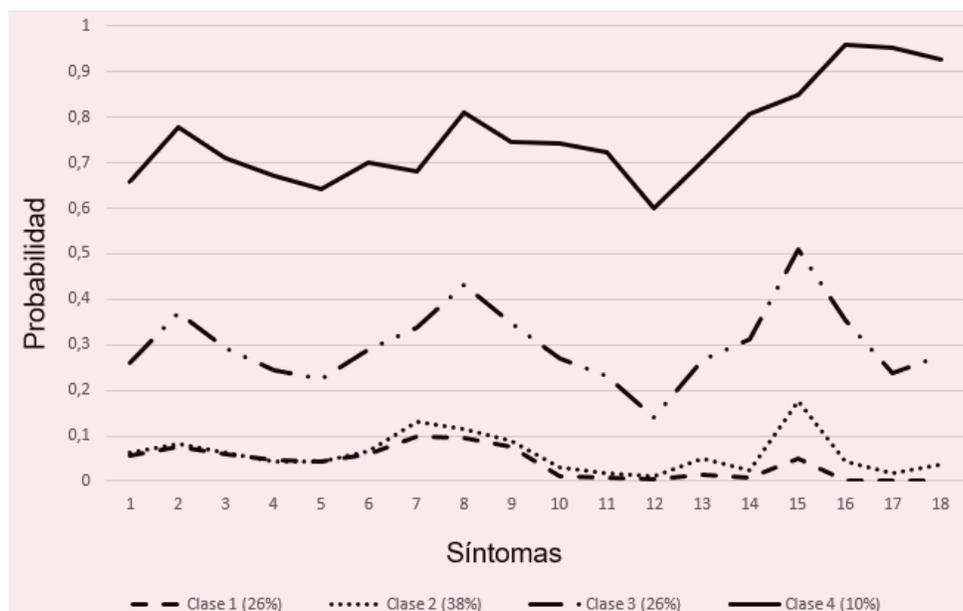
Al restringir la comparación a modelos de hasta cinco clases latentes, se puede observar como aquellos con un mayor número de clases tienden hacia valores de probabilidad logarítmica más altos. Esto se espera dado que los modelos con más clases tienen más parámetros libres y, por lo tanto, pueden proporcionar un mejor ajuste a los datos. Los criterios de información BIC y AIC tienen diferentes penalizaciones por un aumento en la saturación del modelo, medido por el número de parámetros estimados y, por lo tanto, no necesariamente siempre apuntan al mismo modelo como modelo de mejor ajuste. En los modelos ACL, el BIC favorece el modelo de cuatro clases, al igual que en los MFM, siendo ambos más restringidos que el de cinco clases. Considerando los modelos AFC por separado, todos los criterios de información apuntan al modelo de tres factores. Sin embargo, el tercer factor en dicho modelo no ha tenido una interpretación clara. Ningún grupo específico de ítems se cargó en este factor, más bien, casi todos los elementos tienen cargas menores o negativas

Al comparar los modelos de tres y dos factores, se eligió el modelo de tres sobre el de dos factores, ya que la dimensión específica HI estuvo mejor definida en dicho modelo, siendo las otras dos dimensiones (factor general TDAH e inatención) muy similares (ver Tabla 2). La conclusión de ajustar solo los modelos AFC-bifactor fue debido a la posible existencia de tres continuos correlacionados que corresponderían a las tres dimensiones específicas (IN, HI e IM) del TDAH. En el modelo de dos factores CFA-bifactor (CFI=0,97), todos los síntomas de IN (pero ninguno de los síntomas de HI) tuvieron cargas representativas (cargas >0,40) en su factor específico. Mientras que, los síntomas de HI e IN (así como los síntomas IN) tuvieron cargas representativas en todos sus factores específicos dentro del modelo CFA-bifactor de tres factores (CFI=0,99).

**Tabla 2:** Cargas factoriales de los modelos CFA-Bifactor de dos y tres factores específicos

	SÍNT.	CFA-Bifactor (2 factores específicos)			CFA-Bifactor (3 factores específicos)			
		TDAH	INA	HIP/IMP	TDAH	INA	HIP	IMP
INA	S1	,600	<b>,522</b>	,008	,609	<b>,510</b>	,026	,046
	S2	,595	<b>,662</b>	,030	,617	<b>,641</b>	,018	-,022
	S3	,643	<b>,551</b>	,063	,647	<b>,543</b>	,079	,031
	S4	,625	<b>,601</b>	,141	,598	<b>,628</b>	,161	,128
	S5	,509	<b>,682</b>	,087	,489	<b>,713</b>	,071	,142
	S6	,519	<b>,677</b>	,148	,520	<b>,682</b>	,125	-,016
	S7	,578	<b>,426</b>	,177	,647	<b>,342</b>	-,164	-,099
	S8	,676	<b>,579</b>	,118	,753	<b>,497</b>	-,120	-,180
	S9	,602	<b>,585</b>	,151	,667	<b>,511</b>	-,142	-,103
HIP	S10	,829	,041	<b>,372</b>	,773	,067	<b>,478</b>	-,040
	S11	,853	,132	<b>,364</b>	,789	,170	<b>,483</b>	,016
	S12	,831	,023	<b>,315</b>	,772	,052	<b>,441</b>	,023
	S13	,842	-,067	<b>-,089</b>	,849	-,104	<b>,018</b>	,089
	S14	,898	-,065	<b>,321</b>	,884	-,084	<b>,421</b>	,024
	S15	,816	-,117	<b>,310</b>	,828	-,162	<b>,414</b>	,082
IMP	S16	,843	-,015	<b>-,244</b>	,807	-,008	-,017	<b>,361</b>
	S17	,855	,037	<b>-,231</b>	,806	,058	,010	<b>,412</b>
	S18	,820	,029	<b>-,187</b>	,781	,039	,021	<b>,337</b>

La Figura 1 muestra las probabilidades estimadas de responder a la categoría cuarta (a menudo) o superior en cada uno de los 18 síntomas según la clase de pertenencia dentro del modelo que mostró un mejor ajuste (M9, 3F y 4C). La clase cuatro tuvo altas probabilidades estimadas en todos los ítems de IN, HI e IM, mientras que la clase uno tuvo una probabilidad muy baja para todos los síntomas de TDAH. En referencia a la clase dos, dichas probabilidades fueron aproximadamente las mismas que en la clase una, con la excepción del síntoma 15. Por lo tanto, las clases una y dos se consideraron como una misma categoría, siendo la clase tres una condición intermedia, donde se situaría un porcentaje de la muestra con ciertos comportamientos sintomáticos del trastorno, pero que no llegarían a ser susceptibles de diagnóstico. Lo cual deja a la clase cuatro, como la más grave, con niños potencialmente diagnosticables.



**Figura 1:** Modelo M9: Probabilidad por clase de ser calificado en la categoría cuatro o superior en cada síntoma.  
**Nota:** síntomas 1 a 9: déficit de atención; síntomas 10 a 15: hiperactividad; síntomas 16 a 18: impulsividad.

La clase minoritaria (10%; C4) presentó probabilidades superiores al 60% en todos los síntomas, que oscilaron desde un 91% en el síntoma 18 (*"interrumpe o se inmiscuye con otros"*) a un 60% en el síntoma 12 (*"corre o trepa en situaciones en las que no resulta apropiado"*). La clase uno (26%; C1) mostró indicadores por debajo del 10% para todos los síntomas, con un ligero repunte en la clase dos (38%; C2) en el síntoma 7 (*"pierde cosas necesarias para las tareas y actividades"*), pero sobre todo en el síntoma 15 (*"habla de manera excesiva"*). Por último, la clase tres (26%; C3) obtuvo probabilidades inferiores al 50% y superiores al 15% a lo largo de los síntomas, si bien cabe mencionar que, en esta clase, al igual que pasó en la clase dos, se observó una alta elevación en el síntoma 15 y, en este caso concreto, también en el síntoma 8 (*"se distrae con facilidad"*). Como se puede ver, ninguna de las clases presentó patrones de probabilidad claramente distintos al resto (p. ej., con elevadas probabilidades de cumplir los síntomas de inatención y bajas probabilidades de cumplir los síntomas de hiperactividad o impulsividad).

## Discusión

El objetivo principal del estudio actual fue utilizar los métodos de AFC, ACL y MFM para comparar la estructura fenotípica de los síntomas del TDAH en población general infantil. Los hallazgos del AFC, tal y como se consideró inicialmente, apoyaron mayoritariamente el modelo bifactor frente al modelo de dos y tres factores correlacionados. Este apoyo es consistente con los hallazgos de estudios ya publicados (Frutos, 2019; Martel et al., 2010; Toplak et al., 2009). Además, los ACL apoyaron un modelo de cuatro clases, que en realidad eran tres, ya que quedaban subdivididas debido a la incidencia del síntoma 15 y esto fue comparable con los reportados en otros estudios (por ejemplo, Arias et al., 2019). Los análisis FMM proporcionaron un apoyo aún mayor para el modelo de tres factores y cuatro clases, al arrojar el mejor ajuste a las medidas conductuales de inatención, hiperactividad e impulsividad derivadas del cuestionario CABI (Burns et al., 2001) en su versión para padres. Estos hallazgos son consistentes con los estudios previos existentes que han examinado la estructura latente del TDAH usando MFM (Arias et al., 2019; Gomez et al., 2016; Lubke et al., 2007; Lubke et al., 2009; Ranby et al., 2012).

Estos modelos permiten diferenciar entre la mayoría no afectada y la minoría potencialmente diagnosticable y, además, permiten una variación sistemática en la gravedad dentro de las clases. El ACL se basa en el supuesto de que las diferencias individuales en las respuestas observadas se deben a la existencia de subtipos y, por lo tanto, aplicar solo este método no puede proporcionar evidencia a favor o en contra de la existencia de subtipos. Un argumento similar es válido para el Análisis Factorial, que se basa en el supuesto de que las diferencias observadas se deben a diferencias graduales de gravedad. Solo comparando los modelos que corresponden a estas hipótesis sobre el fenotipo del TDAH, se puede decidir qué hipótesis tiene más sentido dadas las respuestas observadas en la muestra. En el presente análisis, el modelo híbrido separó a la mayoría no afectada de una minoría potencialmente afectada, así como una categoría intermedia que podría corresponder a mal comportamiento no psicopatológico, al tiempo que permitió diferencias de gravedad tanto en la inatención como en la hiperactividad o la impulsividad; presentando el mejor ajuste a los datos propuestos. La replicación de los resultados valida la aplicación de los MFM a los datos de comportamiento del TDAH y permite simplificar la comprensión actual del TDAH y los subtipos putativos (en la actualidad recogidos por la nueva nomenclatura de presentaciones) en otras poblaciones.

En particular, el estudio actual amplía los datos existentes. Los resultados se contraponen respecto a los trabajos previos de Gomez et al. (2016), Lubke et al. (2007), Lubke et al., (2009) y Ranby et al., 2012, donde se consideró al modelo con dos factores y dos clases (no afectada y potencialmente afectada) como el de mejor ajuste. Esta disparidad podría ser argumentada debido a ciertas diferencias presentes: a) dos de las investigaciones previas emplearon la escala SWAN (Swanson et al., 2012), mientras que en este trabajo se usó una adaptación prácticamente literal de los síntomas propuestos por el DSM-5 (APA, 2014); b) el cuestionario SWAN muestra los 18 síntomas en formato positivo, lo que conlleva diferencias en la polaridad de los ítems, dando paso a diferencias en el resultado de los análisis. Esto es posible ya que

en las variables medidas con escalas clínicas es frecuente su uso como semirasgos, más que como dimensiones bipolares (Reise y Waller, 2009); c) en estudios anteriores, se incluyó la edad y sexo como covariables a fin de evitar un posible efecto confundente en la asignación de clases. Este hecho pudo influir en las diferencias de resultado en la actual investigación, dado que dichas variables no fueron controladas.

Adicionalmente, se podría especular que los resultados actuales podrían tener relevancia para el TDAH en muestras clínicas. Si es así, los hallazgos que respaldan los MFM, en este caso el modelo de cuatro clases (que en realidad serían tres) y tres factores, implican que la estructura sintomatológica del TDAH se corresponde con una estructura dimensional y categórica de manera simultánea. En el modelo M9 (3F y 4C; Figura 1) la probabilidad sintomatológica fue más graves y menos graves a lo largo de los 18 síntomas. Por lo tanto, se podría argumentar que, en general, un modelo dimensional sería el apropiado para discriminar entre niveles más bajos y severos de TDAH. En relación con el diagnóstico, el apoyo a la visión dimensional significaría que trastorno se representa mediante un continuo de severidad, siendo el extremo de ese continuo constituyente de una manifestación clínica del TDAH. Además, como la clase más grave tuvo puntuaciones relativamente más altas para los síntomas de las tres dimensiones (IN, HI e IM) puede que no fuera necesario distinguir los síntomas o tener diferentes subtipos, presentaciones o especificaciones del TDAH, como es el caso del DSM-5 (APA, 2014). En cambio, esta sintomatología se podría agrupar como el DSM-III (APA, 1980) y el trastorno podría considerarse un espectro que comprende los síntomas IN, HI e IM, con la presencia o ausencia del trastorno comprobada en términos de la gravedad general (que se derivará empíricamente) de todos los síntomas juntos. En relación con el tratamiento, en la actualidad, no hay datos claros sobre el papel de la gravedad de los síntomas en el TDAH y cómo se debe considerar la gravedad de los síntomas en el tratamiento. Es concebible que diferentes enfoques de tratamiento beneficien a los niños con diferentes niveles de síntomas de TDAH. Por lo tanto, una mejor comprensión de estos problemas podría mejorar el tratamiento del TDAH.

En conclusión, cabe señalar que los hallazgos y las interpretaciones realizadas en este estudio deben considerarse teniendo en cuenta algunas limitaciones: 1) este estudio obtuvo puntuaciones para los síntomas de una escala de calificación. Por lo tanto, no está claro si surgirían resultados diferentes con otras escalas similares. Aunque existe alguna evidencia de una aproximación cercana en la información proporcionada esto sigue siendo una cuestión empírica; 2) este estudio utilizó informes de los padres, sería conveniente cruzar los datos con muestras cuyas respuestas vieran de padres y docentes simultáneamente; y 3) la muestra se centró en población general, sería necesario un estudio similar en población clínica con respuestas de padres y docentes. Si bien se requieren más estudios en esta área utilizando MFM, dado que en la actualidad aún existen pocos, teniendo en cuenta las limitaciones mencionadas, se argumenta que los resultados en este y los estudios anteriores proporcionan suficiente base psicométrica desde un marco MFM para reconsiderar la estructura del TDAH.

## Conclusiones

Los resultados del presente estudio apuntan a que el TDAH se distribuye como un único continuo de severidad. Al menos en la muestra presentada no parece haber diferentes perfiles o subtipos, en cuanto que no se observan elevaciones específicas en ningún clúster de síntomas. Por lo tanto, lo que ha sucedido es que el MFM ha extraído cuatro clases que en realidad son pseudoclasas. Esto es, tres distribuciones específicas con diferentes varianzas y aproximadamente normales, que en conjunto conformarían una distribución general alejada de la normalidad. En consecuencia, lo más plausible sería que las clases no fueron el reflejo de los perfiles conductuales específicos, sino una distribución secundaria en un único continuo latente de gravedad, común a toda la muestra. Por esta razón, aunque el modelo con mejor ajuste incluyó tanto dimensiones como clases, se podría argumentar que sería más apropiado un modelo dimensional del TDAH con alguna separación entre niveles más y menos graves de presentación de los síntomas.

Lo anterior apoya, en muestras infantiles de población general, la evaluación del TDAH como un único continuo de severidad, no tres factores, ni varios subtipos o clases, sino un único continuo. En evaluación de screening, como es el caso, no tiene mucho sentido diferenciar entre grupos de síntomas, ni buscar diversas presentaciones del trastorno, sino que se debería evaluar una única puntuación obtenida de cada sujeto en los 18 síntomas, y una vez detectados los casos de riesgo, sí sería necesario realizar una evaluación en mayor profundidad. Pero, lo más importante es que para detectar correctamente aquellos casos en riesgo (por ejemplo, la clase o nivel superior en severidad) es necesario emplear medidas adicionales, dado que la pertenencia a la clase de riesgo se relaciona de manera fuerte con la presencia de problemas en otras áreas. Esto quiere decir que en la evaluación aplicada para detectar casos de riesgo no bastaría con aplicar los 18 síntomas de TDAH, sino que es preciso obtener también puntuaciones elevadas en otro tipo de áreas potencialmente problemáticas.

## Referencias

- APA. 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, 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), 125-137. <https://doi.org/10.1037/abn0000115>
- Arias, V. B., Ponce, F. P. y Núñez, D. (2018). Bifactor Models of Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder (ADHD): An Evaluation of Three Necessary but Underused Psychometric Indexes. *Assessment*, 20(1), 1-13. <https://doi.org/10.1177/1073191116679260>
- Bauermeister, J. J., Canino, G., Polanczyk, G. y Rohde, L. A. (2010). ADHD across cultures: Is there evidence for a bidimensional organization of symptoms? *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 39(3), 362-372. <https://doi.org/10.1080/15374411003691743>
- Burns, G. L., Taylor, T. K. y Rusby, J. C. (2001). *Child and Adolescent Disruptive Behavior Inventory (CABI): Parent Version*. Pullman, WA: Autor.
- Frazier, T. W., Youngstrom, E. A. y Naugle, R. I. (2007). The latent structure of attention-deficit/hyperactivity disorder in a clinic-referred sample. *Neuropsychology*, 21(1), 45-64. <https://doi.org/10.1037/0894-4105.21.1.45>
- Frutos, J. (2019). Evaluación multidimensional de los factores generales y específicos del TDAH en población infantil mediante el enfoque Bifactor-ESEM. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 28(5), 967-980. <https://doi.org/10.24205/03276716.2019.1159>
- Gomez, R., Vance, A. y Gomez, R. M. (2016). Maternal ratings of the ADHD symptoms: Subtypes versus severity in clinic-referred children and adolescents. *Journal of Attention Disorders*, 20(5), 414-423. <https://doi.org/10.1177/1087054713514606>
- Haslam, N., Williams, B., Prior, M., Haslam, R., Graetz, B. y Sawyer, M. (2006). The latent structure of attention-deficit/hyperactivity disorder: A taxometric analysis. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 40(8), 639-647. <https://doi.org/10.1080/j.1440-1614.2006.01863.x>

- 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. <https://doi.org/10.1037/pas0000232>
- Li, J. J., Reise, S. P., Chronis, A., Mikami, A. Y. y Lee, S. S. (2016). Item response theory analysis of ADHD symptoms in children with and without ADHD. *Assessment, 23*(6), 655 - 671. <https://doi.org/10.1177/1073191115591595>
- Lo, Y., Mendell, N. R. y Rubin, D. B. (2001). Testing the number of components in a normal mixture. *Biometrika, 88*(3), 767-778. <https://doi.org/10.1093/biomet/88.3.767>
- Lubke, G. H., Hudziak, J. J., Derks, E. M., van Bijsterveldt, T. y Boomsma, D. I. (2009). Maternal ratings of attention problems in ADHD: Evidence for the existence of a continuum. *Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 48*(11), 1085-1093. <https://doi.org/10.1097/CHI.0b013e3181ba3dbb>
- Lubke, G. H., Muthén, B., Moilanen, I. K., McGough, J. J., Loo, S. K., Swanson, J. M., Yang, M. H., Taanila, A., Hurting, T., Järvelin, M. R. y Smalley, S. L. (2007). Subtypes versus severity differences in attention-deficit/hyperactivity disorder in a northern Finnish birth cohort. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 46*(12), 1584-1593. <https://doi.org/10.1097/chi.0b013e31815750dd>
- Lubke, G. H. y Neale, M. C. (2008). Distinguishing between latent classes and continuous factors with categorical outcomes: Class invariance of parameters of factor mixture models. *Multivariate Behavioral Research, 43*(4), 592-620. <https://doi.org/10.1080/00273170802490673>
- Lubke, G. H., y Tueller, S. (2010). Latent class detection and class assignment: A comparison of the MAXEIG taxometric procedure and factor mixture modeling approaches. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 17*(4), 605-628. <https://doi.org/10.1080/10705511.2010.510050>
- Marcus, D. K. y Barry, T. D. (2011). Does attention deficit/hyperactivity disorder have a dimensional latent structure? A taxometric analysis. *Journal of Abnormal Psychology, 120*(2), 427-442. <https://doi.org/10.1037/a0021405>
- Martel, M. M., von Eye, A. y Nigg, J. T. (2010). Revisiting the latent structure of ADHD: Is there a "g" factor? *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 51*(8), 905-914. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2010.02232.x>
- Meehl, P. E. (1992). Factors and taxa, traits and types, differences of degree and differences in kind. *Journal of Personality, 60*(1), 117-174. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1992.tb00269.x>

- Muthén, L.K. y Muthén, B. (2015). *Mplus statistical software version 7.31*. Los Ángeles, CA: autor.
- Muthén, B. y Shedden, K. (1999). Finite mixture modeling with mixture outcomes using the EM algorithm. *Biometrics*, 55(2), 463-469. <https://doi.org/10.1111/j.0006-341X.1999.00463.x>
- Nylund, K. L., Asparouhov, T. y Muthén, B. (2007). Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling. A Monte Carlo simulation study. *Structural Equation Modeling*, 14(4), 535-569. <https://doi.org/10.1080/10705510701575396>
- Ranby, K.W., Boynton, M.H., Kollins, S. H., McClernon, F.J., Yang, C. M. y Fuemmeler, B.F. (2012). Understanding the Phenotypic Structure of Adult Retrospective ADHD Symptoms during Childhood in the United States. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 41(3), 261-274. <https://doi.org/10.1080/15374416.2012.654465>
- Reise, S. P. y Waller, N. G. (2009). Item response theory and clinical measurement. *Annual review of clinical psychology*, 5(1), 27-48. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.032408.153553>
- Swanson, J. M., Schuck, S., Porter, M. M., Carlson, C., Hartman, C. A., Sergeant, J. A., Clevenger, W., Wasdell, M., McCleary, R., Lakes, K. y Wigal, T. (2012). Categorical and dimensional definitions and evaluations of symptoms of ADHD: history of the SNAP and the SWAN rating scales. *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 10(1), 51-70. <https://tinyurl.com/3fr68j3f>
- Toplak, M. E., Pitch, A., Flora, D. B., Iwenofu, L., Ghelani, K., Jain, U. y Tannock, R (2009). The unity and diversity of inattention and hyperactivity-impulsivity in ADHD: Evidence for a general factor with separable dimensions. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 37(8), 1137-1150. <https://doi.org/10.1007/s10802-009-9336-y>
- Willcutt, E. G., Nigg, J. T., Pennington, B. F., Solanto, M. V., Rohde, L. A., Tannock, R., Loo, S. K., Carlson, C. L. McBurnett, K. y Lahey, B. B. (2012). Validity of DSM-IV attention deficit/hyperactivity disorder symptom dimensions and subtypes. *Journal of abnormal psychology*, 121(4), 991-1010. <https://doi.org/10.1037/a0027347>

## Para citar en APA

Frutos de Miguel, J. (2021). Evaluación fenotípica del Trastorno por Déficit de Atención e Hiperactividad (TDAH): existencia de un continuo de gravedad en niños. *Terapia Psicológica (En línea)*, 39(1), 01-15. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082021000100001>