
Validación española de la Escala de Detección de altas capacidades, *Gifted Rating Scales 2 (GRS 2-S) School Form*, para profesores *Spanish Validation of the scale for gifted students, Gifted Rating Scales (GRS 2-S) School Form, for Teachers*

MARTA TOURÓN

Facultad de Educación
Universidad Internacional de La Rioja
Av. de la Paz 137, 26006, Logroño, La Rioja (España)
marta.tporto@unir.net
<https://orcid.org/0000-0001-5430-4198>

JAVIER TOURÓN

Facultad de Educación
Universidad Internacional de La Rioja
Av. de la Paz 137, 26006, Logroño, La Rioja (España)
javier.touron@unir.net
<https://orcid.org/0000-0001-8217-1556>

ENRIQUE NAVARRO-ASENCIO

Departamento de Investigación y Psicología en Educación
Facultad de Educación-Centro de Formación del Profesorado
Universidad Complutense de Madrid
Edificio La Almudena. C/ Rector Royo Villanova 1, Ciudad Universitaria, 28040, Madrid (España)
enriquen@ucm.es
<https://orcid.org/0000-0002-3052-146X>

* **Financiación:** este estudio ha recibido financiación del Vicerrectorado de Investigación de la Universidad Internacional de La Rioja.

Agradecemos el apoyo del prof. Steven I. Pfeiffer que nos proporcionó los ítems de la versión en desarrollo del GRS 2 para esta investigación.

CÓMO CITAR ESTE ARTÍCULO

Tourón, M., Tourón, J. y Navarro-Asencio, E. (2024). Validación española de la Escala de Detección de altas capacidades, *Gifted Rating Scales 2 (GRS2-S) School Form*, para profesores. *Estudios sobre Educación*, 46, 33-55. DOI. <https://doi.org/10.15581/004.46.002>

ISSN: 1578-7001 / DOI: 10.15581/004.46.002

Resumen: En este trabajo se aborda el primer estudio sobre la validez de constructo de la Escala de Detección para profesores GRS 2 en España, sobre una muestra de 348 sujetos. Se llevó a cabo un estudio factorial confirmatorio, AFC, utilizando procedimientos de estimación (WLSMV) de mínimos cuadrados robustos. Se ha seleccionado una estructura de seis factores que explica el 66% de la varianza. Los índices de ajuste del modelo son satisfactorios (CFI, .93; TLI, .93). La validez convergente (AVE, .66) y la fiabilidad compuesta (entre .87 y .96) son adecuadas. Esta escala es la primera validada en España y aporta una medida relevante para la identificación de los alumnos con alta capacidad.

Palabras clave: Altas Capacidades, Escala de Detección, Identificación, Validez de Constructo.

Abstract: This paper deals with the first study on the construct validity of the GRS 2 Rating Scale for Teachers in Spain, on a sample of 348 subjects. A confirmatory factorial study, CFA, was carried out using robust least squares estimation procedures (WLSMV). A six-factor structure has been selected that explains 66% of the variance. The fit indices of the model are satisfactory (CFI, .93; TLI, .93). Convergent validity (AVE, .66) and composite reliability (between .87 and .96) are adequate. This scale is the first validated in Spain and provides a relevant measure for the identification of high ability students.

Keywords: High Ability, Gifted Rating Scales, Gifted Identification, Construct Validity.

INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS

El estudio e investigación en el campo de las altas capacidades ha experimentado, a lo largo de los años, una evolución constante en su concepción y en el desarrollo de modelos y propuestas que han servido para dar una mejor explicación de este fenómeno, cuyo estudio tiene más de 100 años de antigüedad (Mönks *et al.*, 2000; Robinson y Clinkenbeard, 2008; Pfeiffer, 2017). Desde Galton (1869), que pone el foco en la heredabilidad de la inteligencia, hasta los trabajos de Terman (1925), que comenzó un estudio longitudinal (1925-1959) y ha sido una de las mayores aportaciones al campo de estudio de las personas más capaces.

Guilford comienza a superar las concepciones anteriores excesivamente unidimensionales y ligadas de forma exclusiva al cociente intelectual, y en su trabajo *Structure of Intellect Model* (Guilford y Merrifield, 1960) desarrolla un nuevo concepto de inteligencia humana, más flexible y sujeta a desarrollo. Su estudio constituye la base de las corrientes que proponen hablar de factores específicos y no de una única inteligencia.

Es a partir de los años 70 cuando se produce un punto de inflexión importante con la aparición del Informe Marland (1972), que propone una descripción basada en seis dimensiones en las que se incluyen el pensamiento creativo o productivo o el liderazgo, entre otras. Se comienza a ver la inteligencia y las altas capacidades en términos multidimensionales complejos.

Después del Informe Marland surgen numerosos modelos que tratan de definir el fenómeno y de describir a la persona *gifted*. Muchos de ellos se recogen en la obra de Sternberg y Davidson (2005).

A mediados de los años 80 se produce un cambio de paradigma (Tourón *et al.*, 1998). Las características de este nuevo enfoque quedan recogidas en el trabajo de Feldman (1992), en el que se supera la visión de la alta capacidad como un rasgo simple, innato, estable e invariable y se pone el foco en los modelos y teorías evolutivas, multidimensionales y orientadas a los procesos.

Treffinger y Feldhusen (1996) ya plantean que sólo a través de la educación, en la familia y en la escuela, junto con un sustancial esfuerzo del niño, el talento emerge, se desarrolla y crece. Así, la escuela debe centrarse en la identificación y el desarrollo del talento del alumnado, proporcionándole la respuesta educativa que se ajuste a sus necesidades.

Pero para dar una adecuada respuesta educativa, hay que poder identificarlos teniendo en cuenta el nuevo paradigma y los modelos conceptuales de desarrollo del talento. Se hace necesario disponer de instrumentos que ayuden a los docentes y a otros profesionales a detectar el potencial de su alumnado.

En el proceso de identificación de este alumnado se deben incluir múltiples fuentes de información y evaluarlo no solo con pruebas que midan sus capacidades intelectuales o su rendimiento académico sino también otras variables, que podríamos llamar co-cognitivas, que son relevantes a la hora de describir el perfil de los estudiantes (Tourón, 2020). Aunque existen bastantes pruebas psicométricas sólidas para evaluar aspectos cognitivos y psicológicos, son muy escasos los instrumentos disponibles para explorar otras dimensiones más maleables, como pueden ser la creatividad, la motivación o el liderazgo, tal y como señalan Jarosewich y sus colegas en su revisión sobre los instrumentos de detección disponibles para profesores (Jarosewich *et al.*, 2002).

La necesidad de disponer de una herramienta de evaluación válida condujo en 2003 al desarrollo de las *Gifted Rating Scales* (GRS), una escala de detección para profesores con adecuadas propiedades métricas. Las GRS originales incluían dos formas para profesores (GRS-P para alumnos en la Etapa Infantil; y la GRS-S para alumnos de Primaria hasta Secundaria).

En 2020 se decide revisar las escalas (Shaughnessy, 2022) y añadir una nueva forma para padres (*GRS 2 Parent Form*) cuya validación en España también hemos realizado (Tourón *et al.*, 2023). Las *Gifted Rating Scales Second Edition* (GRS 2), que en este trabajo se validan, son una revisión de la GRS original (Pfeiffer y Jarosewich, 2003), e incluyen algunas mejoras y cambios.

En la Tabla 1 se recogen las principales características de las *Gifted Rating Scales* y las diferencias más relevantes entre las dos ediciones.

Tabla 1. Características principales de GRS y GRS 2

GIFTED RATING SCALES		GRS (2003)	GRS 2 (2022)
GRS-P (Preschool)	edad	4 a 6 años	4 a 6 años
	dimensiones	5 factores	5 factores
	ítems	60	50
	Likert	9 puntos	9 puntos
GRS-S (School form)	edad	6 a 13 años	6 a 18 años
	dimensiones	6 factores	6 factores
	ítems	72	49
	Likert	9 puntos	9 puntos
GRS 2 (Parent form)	edad	—	6 a 18 años
	dimensiones	—	3 factores
	ítems	—	20
	Likert	—	6 puntos

El objetivo central de este trabajo es estudiar la dimensionalidad de esta escala para profesores y aportar evidencias sobre su validez de constructo. Esta es la primera validación en España de las Escalas de Detección en su versión para profesores (*Gifted Rating Scales, School Form GRS 2-S*), uno de los instrumentos de detección de mayor cobertura, bondad psicométrica y mayor cantidad de investigación en inglés llevada a cabo (Pfeiffer y Jarosewich, 2003), particularmente en su versión de 2003.

MATERIAL Y MÉTODO

Población y muestra

La muestra estaba compuesta por un total de 348 participantes: los tutores fueron 181 (52%), los profesores de la materia 127 (36,5%), los orientadores 17 (4,9%), los profesores terapeutas 14 (4%) y con 9 respuestas los especialistas en altas capacidades (2,6%). En el 66,7% de los casos aportaron información de varones y en el 33,3% de mujeres. El 59,5% de los respondientes conocen al alumno desde hace más de un año, el 21,8% desde hace siete a doce meses y el 18,7% hace seis meses o menos. El 86,5% conocen a los alumnos bastante o muy bien y el 13,5% no muy bien. El 46,6% del alumnado evaluado disponían de diagnóstico de alta capacidad.

La edad media de los estudiantes es de 11,1 años (D.T.= 3,24), con casos desde los 6 a los 18 años. El 59,2% de ellos estaban cursando Educación Primaria, el 29,5% Educación Secundaria Obligatoria (ESO) y el 11,2% restante Bachillerato.

Respecto al tamaño muestral, Gaskin y Happell (2014) recomiendan que, con aproximadamente 6 ítems por factor, si se obtienen pesos factoriales alrededor de 0,5, un tamaño de aproximadamente 300 casos puede ser suficiente.

Instrumento

La escala *GRS 2 Teacher-S (School Form)* que aquí se estudia está diseñada para niños/as y adolescentes desde Primaria hasta Bachillerato (6 a 18 años). Incluye 6 escalas, con un total de 49 ítems. Cada ítem se valora en una escala de nueve puntos dividida en tres rangos: 1 a 3 por debajo del promedio, 4 a 6 en el promedio y 7 a 9 por encima del promedio. Este formato le permite al maestro determinar primero si, en comparación con otros estudiantes de la misma edad, el alumno o alumna está por debajo del promedio, en el promedio o por encima del promedio en un comportamiento específico. Luego, el profesor determina, dentro del rango, si el estudiante está en la parte inferior, media o superior del mismo.

Las 6 dimensiones se describen a continuación.

- Capacidad Intelectual: capacidades mentales verbales o no verbales y competencia intelectual del alumno/a. Se mide el razonamiento abstracto, la resolución de problemas (Sternberg, 2000a), el razonamiento, la velocidad mental (Gagné, 1993) y la memoria (Dai, 2018; Pfeiffer, 2015; Silverman, 2018; Sternberg y Kaufman, 2018).
- Aptitud Académica: capacidad del alumno/a para manejar material basado en hechos o relacionado con la escuela. Altos niveles de competencia en lectura, matemáticas y otros aspectos del currículo escolar son indicativos de capacidad académica, así como la facilidad para adquirir nuevos conocimientos y habilidades y la capacidad para comprender material complejo. Los estudiantes académicamente dotados a menudo tienen una gran cantidad de información (Schneider, 2000; Sternberg, 2000a), incluido un amplio conocimiento del mundo que los rodea (Olszweski *et al.*, 2019; Pfeiffer, 2015).
- Creatividad: capacidad del alumno/a para pensar, actuar o producir pensamientos o productos únicos, originales, novedosos o innovadores (Abdulla y Cramond, 2017; Cropley, 2000; Csikszentmihalyi y Wolfe, 2000; Runco, 2014). La creatividad se puede expresar de varias maneras: resolviendo

- problemas, experimentando con nuevas ideas, formulando una solución para un proyecto grupal, etc. Los estudiantes creativos son inventivos, curiosos e inquisitivos. Muestran una preferencia por el desafío y la complejidad (Olszewski-Kubilius, 2000) y se involucran en la resolución de problemas de manera perspicaz y creativa (Plucker *et al.*; Runco, 2014; 2018; Simonton, 2000; Sternberg, 2000b).
- Talento Artístico: potencial del estudiante para el teatro, la música, la danza, el dibujo o la pintura, la escultura, el canto, tocar un instrumento musical o la actuación. Se puede expresar de diferentes maneras: cómo aborda las actividades, completa las tareas o utiliza materiales de arte o medios artísticos. Los estudiantes dotados artísticamente aprenden rápidamente y exhiben habilidades más maduras y técnicamente más sofisticadas que el alumnado no dotado (Kozbelt, 2019; Subotnik *et al.*, 2019; Winner y Martino, 2000). El alumnado dotado en las artes comunica una declaración expresiva personalizada en su trabajo o desempeño.
 - Liderazgo: capacidad del alumno/a para motivar a otros hacia una meta u objetivo común o compartido (Zaccaro *et al.*, 2018). Los líderes entienden y monitorean las dinámicas sociales (Mumford *et al.*, 2000b) y tienen sólidas habilidades de comunicación interpersonal y resolución de conflictos (Mumford *et al.*, 2000a). Orquestan eficazmente la acción colectiva e influyen en el comportamiento del grupo. Exhiben un fuerte juicio social y valores prosociales (como la integridad y la confiabilidad). Tienen el impulso de liderar y tomar la iniciativa (Rosenbach, 2018).
 - Motivación: persistencia del alumnado, el deseo de tener éxito, la tendencia a disfrutar de tareas desafiantes y la capacidad de trabajar bien sin estímulo ni refuerzo (Dweck, 2006; Ryan y Deci, 2000). Las puntuaciones en la escala de Motivación reflejan el nivel de “coraje” (*grit*) de un estudiante (Duckworth, 2016; Duckworth y Seligman, 2005). Se puede observar en una variedad de contextos: en tareas académicas, proyectos artísticos o dirigiendo una actividad grupal (Clinkenbeard, 2012; Olszewski-Kubilius *et al.*, 2015). No es un índice de alta capacidad, sino una medida del nivel de impulso, persistencia y deseo de triunfar del alumnado. La motivación impulsa al alumno/a a lograr o alcanzar un nivel ejemplar (Pink, 2009).

Procedimiento de recogida y análisis de datos

Las escalas, originalmente en inglés, fueron traducidas independientemente por el primer y el tercer autor, expertos en el ámbito de las altas capacidades. Dichas

traducciones fueron comparadas entre sí sin que se observasen discrepancias. Posteriormente, la traducción fue revisada por personal técnico de la editorial a la que pertenecen actualmente los derechos de las escalas (MHS). La propuesta de los autores fue aceptada sin cambios.

Una vez se tuvo la escala en castellano se alojó en un servicio en línea (Survey Monkey) para poder hacerla accesible a los respondientes. Los ítems de la escala se dispusieron aleatoriamente para evitar posibles sesgos debidos al orden original de las escalas cuando los ítems se presentan agrupados por dimensiones (Bishop, 2011; Tourón *et al.*, 2018).

Junto con las instrucciones previas sobre cómo completar la escala y cuál era su objeto, se incluyeron en el formulario de respuesta en línea otras variables descriptivas, como quién contesta la escala (tutor/ profesor de materia/ orientador/ profesor terapeuta/ especialista en altas capacidades/ otro), y respecto a la persona valorada: sexo, edad, curso, cuanto tiempo hace que lo conoce, rendimiento, evaluación psicopedagógica y test de información sobre el alumno/a de los que disponen.

La escala estuvo disponible online entre abril y diciembre de 2022. Se buscó la colaboración de los participantes a través de las asociaciones de padres y madres con niños/as y jóvenes con altas capacidades (58), centros educativos e instituciones, a los que se les envió una carta en la que se les explicaban los detalles del estudio, la escala y las características de su colaboración. También se solicitó la participación a través de las redes sociales. En todos los casos la colaboración fue voluntaria y anónima.

La muestra así obtenida no pretende ser representativa del conjunto de los profesores, pero ha de tenerse en cuenta que, para el propósito del estudio, que es aportar evidencias iniciales de la validez y estructura de la escala, es suficiente con que tenga adecuada amplitud y varianza.

Análisis de datos

La estructura original de la escala y los ítems que componen cada dimensión se recogen en la Tabla 2.

Tabla 2. Dimensiones e ítems de la escala

CAPACIDAD INTELLECTUAL	APTITUD ACADÉMICA	CREATIVIDAD	TALENTO ARTÍSTICO	LIDERAZGO	MOTIVACIÓN
I6	I2	I3	I4	I1	I15
I8	I5	I9	I11	I7	I16

[CONTINÚA EN LA PÁGINA SIGUIENTE]

Tabla 2. Dimensiones e ítems de la escala

CAPACIDAD INTELLECTUAL	APTITUD ACADÉMICA	CREATIVIDAD	TALENTO ARTÍSTICO	LIDERAZGO	MOTIVACIÓN
I10	I22	I13	I19	I12	I31
I14	I23	I21	I20	I18	I40
I17	I26	I29	I24	I25	I42
I27	I28	I30	I36	I34	I49
I35	I32	I33	I38	I39	
I37	I41		I48	I43	
I45	I44			I46	
				I47	

Para estudiar la validez de constructo se llevó a cabo un estudio factorial confirmatorio (AFC) partiendo de la estructura original de seis factores señalada en la Tabla 2. Además, se han probado modelos confirmatorios de 1 y 5 dimensiones y algunas variaciones con factores de segundo orden, con objeto de analizar otras estructuras plausibles. En la Tabla 3 se especifican los ocho modelos estudiados.

Tabla 3. Modelos confirmatorios estimados

MODELO	ESTRUCTURA	ESPECIFICACIÓN
M1	6 Factores	Modelo original. Estimación WLSMV
M2	6 Factores	Modelo original. Estimación MLMV
M3	1 Factor	Una única dimensión
M4	5 Factores	Unión de Capacidades Intelectuales y Académicas
M5	6 Factores	Se incluye un factor general de 2º orden
M6	6 Factores	Se añaden dos factores de 2º orden: Intelectual+ Académico y Creatividad+ Artístico
M7	6 Factores	Se añaden dos factores de 2º orden: Intelectual+ Académico+ Motivación y Creatividad+ Artístico
M8	6 Factores	Se añade un factor de 2º orden: Intelectual+ Académico+ Motivación

Para confirmar si la normalidad univariada también se produce en el conjunto de ítems se probó la normalidad multivariada con los estadísticos de simetría y curtosis de Mardia. Valores significativos indicarían la falta de normalidad.

La estrategia de análisis factorial parte de la consideración inicial asumida respecto al nivel de medida de los ítems. Si su métrica es ordinal o puede asumirse una distribución cuantitativa de los datos, aunque su forma no se ajuste a la curva normal, la recomendación es utilizar las correlaciones policóricas (Ferrando *et al.*, 2022; Gaskin y Happell, 2014; Lloret-Segura *et al.*, 2014).

También el método de estimación de los parámetros debe ajustarse a la condición de medida que, en el caso de variables ordinales, debe ser de mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV) (Xia, 2016). Este modelo conlleva la definición de un mayor número de parámetros porque la respuesta a los ítems se define de forma no lineal, a través de ecuaciones de regresión probit. Aunque con escalas Likert de más de 5 puntos y distribuciones simétricas podría utilizarse la correlación de Pearson (Viladrich *et al.*, 2017). En este caso los estimadores serían de máxima verosimilitud. Y, si no se cumple el supuesto de normalidad, los estimadores de las versiones robustas han mostrado un buen funcionamiento (Li, 2016), por ejemplo, el que ajusta por media y varianza (MLMV).

En consecuencia, los dos primeros modelos estudiados (M1 y M2) utilizan la misma estructura factorial, pero diferente matriz de correlaciones y estimadores. El M1 utiliza un modelo para ítems ordinales y el M2 los considera cuantitativos, pero con distribuciones asimétricas. El resto de los modelos explorados utilizan la estrategia que proporcione mejores resultados en la primera comparación.

A continuación, el M3 consideró una estructura unidimensional. Y, a partir de este punto, el resto de los modelos prueban diferentes estructuras de factores producto de la combinación de las seis dimensiones originales, como la unión de las Capacidades Intelectuales y Académicas (M4), la definición de un factor general de segundo orden (M5), o la estimación de factores de segundo orden para explicar las respuestas a las seis dimensiones (M6, M7 y M8).

En la fase de evaluación del modelo, se utilizaron los índices estandarizados: Chi-cuadrado robusto normalizado (χ^2/gf) para valorar el ajuste global, donde valores entre 3 y 5 se consideran aceptables; RMSEA, para valorar la matriz residual, que es aceptable con valores inferiores a 0,08; CFI (*Comparative Fit Index*) y TLI (*Tucker-Lewis Index*), de ajuste comparativo, que resultan aceptables a partir de 0,90. Siguiendo a Hu y Bentler (1999), como evidencia de validez es suficiente un ajuste aceptable en la combinación de estos índices. También se calcularon en este caso los índices de modificación.

La dimensionalidad del constructo se refuerza con la interpretación de la relación entre factores latentes, así como con el estudio de la validez convergente, que se aborda a través de dos indicadores y señala la consistencia interna del conjunto de ítems que componen cada factor.

Se calculó primero el promedio de la varianza explicada (*Average Variance Extracted*, AVE), sumando las cargas factoriales estandarizadas (P_i) al cuadrado (equivalente a R^2), y dividiendo por el total ítems de la dimensión, como se indica en la fórmula (1).

$$AVE = \frac{\sum_{i=1}^N P_i^2}{n} \quad (1)$$

Además, se estima la consistencia interna de las dimensiones mediante el cálculo de la fiabilidad compuesta (FC), a partir de las cargas factoriales y de la varianza de error (e_i) con la fórmula (2),

$$FC = \frac{(\sum_{i=1}^n P_i)^2}{(\sum_{i=1}^n P_i)^2 (\sum_{i=1}^n e_i)} \quad (2)$$

donde la varianza de error de un ítem es el resultado de restar a 1 su carga factorial al cuadrado, según se indica en la fórmula (3).

$$e_i = 1 - P_i^2 \quad (3)$$

Valores de 0,5 o más de AVE señalan que el factor consigue explicar el 50% o más de variabilidad de las respuestas a los ítems que lo componen. Combinando este estadístico con fiabilidades de 0,7 puede asumirse la validez convergente.

Los análisis de datos se han llevado a cabo con MPlus 8 (Muthén *et al.*, 2017).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La media total de la escala es de 7,2 puntos (D.T.= 1,74) y la mediana, en promedio, se sitúa en 7,63 puntos.

Además, la correlación entre cada ítem y el resto es positiva y con valores que varían entre 0,4 y 0,7, con un promedio de 0,6. Ese resultado señala la homogeneidad del conjunto de ítems. En concreto, la correlación poliserial más baja es de 0,38 (ítem 15: “Da un gran valor al dominio y al éxito”); 19 ítems tienen valores entre 0,50 y 0,59, 20 de ellos están entre 0,60 y 0,65 y los 9 restantes están por encima de 0,65. La media más baja (5,8) corresponde al ítem 1 (“Hace que otros trabajen juntos”) y la más alta, 8,32, al ítem 27 (“Aprende información rápidamente”). Las desviaciones típicas varían entre 1,02 del ítem 10 (“Demuestra habilidades avanzadas de razonamiento”) y 2,28 para el ítem 34 (“Toma las riendas asumiendo un papel de liderazgo en situaciones de grupo”).

Los resultados del estudio de la normalidad de las variables (ítems) con la prueba W de Shapiro-Wilk han arrojado valores del estadístico con $p < 0,001$ en todos los casos, lo que nos lleva a rechazar la hipótesis nula. Por otra parte, los resultados de la normalidad multivariada de los supuestos de simetría, que se distribuye como χ^2 (53.719,276, $p < 0,001$), y curtosis, que se distribuye normalmente (124,377, $p < 0,001$), nos lleva a rechazar también ambos supuestos.

Ante la falta de normalidad de la distribución de las respuestas, se optó por utilizar la matriz de correlaciones policóricas para llevar a cabo el estudio factorial.

Análisis factorial confirmatorio

En la Tabla 4 se incluyen los resultados de ajuste de los ocho modelos confirmatorios estudiados (ver Tabla 3).

El modelo 1 (M1), es el original de seis factores. Los índices de ajuste comparado (CFI y TLI) logran unos valores aceptables ($> 0,90$). El índice basado en los residuos (RMSEA) se encuentra en el límite de los valores aceptables (0,08) y el valor del ajuste global, considerando χ^2 normalizado, también es aceptable (< 5). Si observamos el modelo 2 (M2), que considera las variables cuantitativas asimétricas, el ajuste global y los residuos mejoran sustancialmente; sin embargo, el ajuste comparativo no consigue unos valores aceptables. Por este motivo, el resto de los modelos se estimaron siguiendo la estrategia del modelo 1 (M1) (correlaciones policóricas y WLSMV).

Tabla 4. Índices de ajuste de los AFC

ÍNDICES	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
χ^2	3558	1664	10885	3636	4474	3744	3808	3684
gl	1112	1112	1127	1117	1121	1117	1119	1118
p	<,001	<,001	<,001	<,001	<,001	<,001	<,001	<,001
χ^2 /gl	3,200	1,495	9,658	3,255	3,991	3,352	3,403	3,295
RMSEA	,080	,038	,158	,081	,093	,082	,083	,081
RMSEA (LI)	,077	,034	,155	,078	,091	,079	,080	,078
RMSEA (LS)	,082	,041	,160	,083	,096	,089	,086	,084
CFI	,930	,824	,725	,929	,905	,926	,924	,928
TLI	,927	,814	,713	,925	,901	,922	,920	,924

Si observamos en la Tabla 5 los valores de las correlaciones entre las dimensiones obtenidas en el M1, las aptitudes académicas y las capacidades intelectuales están altamente correlacionadas (0,92), lo que podría sugerir un mismo significado de estas dos dimensiones. Este supuesto se probó en el modelo 4 (M4) y el ajuste empeoró ligeramente.

Tabla 5. Correlaciones entre las dimensiones de la escala

	CAPACIDAD INTELLECTUAL	APTITUD ACADÉMICA	CREATIVIDAD	TALENTO ARTÍSTICO	LIDERAZGO
Aptitud Académica	,92				
Creatividad	,84	,72			
Talento Artístico	,34	,32	,74		
Liderazgo	,48	,49	,55	,43	
Motivación	,76	,84	,69	,41	,61

El modelo original de seis factores (M1) es el que logra los mejores valores de ajuste, aunque el M4, que fusiona las capacidades intelectuales y la aptitud académica en una única dimensión, consigue resultados similares con cinco parámetros menos en el modelo. Aun así, la ganancia del M1 en calidad de ajuste es significativa y puede considerarse el mejor resultado.

Se puede descartar también la inclusión de un único factor general de segundo orden (M5) como elemento explicativo de las puntuaciones en las seis dimensiones originales, ya que disminuyen todos los valores de ajuste (ver Tabla 4).

Aunque los modelos que incluyen un factor de segundo orden para explicar las respuestas en las dimensiones de Creatividad y Talento Artístico (M6 y M7) tienen un buen ajuste, el resultado estima una varianza residual negativa en el caso de la Creatividad y un peso factorial superior a 1. Esta situación evidencia un posible problema en la definición de esta relación de 2º orden. El modelo estructural ajusta mejor al tratarlas por separado.

Aunque el modelo (M8), que define un factor de segundo orden para explicar los resultados en los factores de *Habilidades Cognitivas* (Capacidad Intelectual y Aptitud Académica y Motivación), podría sostenerse empíricamente, es más complejo, por lo que se opta por el modelo 1 (ver Figura 1). En la Tabla 6 se incluyen los pesos factoriales, la variabilidad explicada de cada ítem en términos de R^2 y el error de medida de este modelo (M1). Ya se ha destacado el alto valor de los coeficientes en todas las dimensiones. Excepto el ítem 3 en Creatividad (0,38) (“Crea parodias, cuentos, poemas o experimentos”) y el ítem 15 en Motivación (0,20) (“Da un gran

valor al dominio y al éxito”), que tienen varianzas claramente inferiores y su redacción quizá debería reconsiderarse.

Figura 1. Modelo de la escala con seis factores (M1)

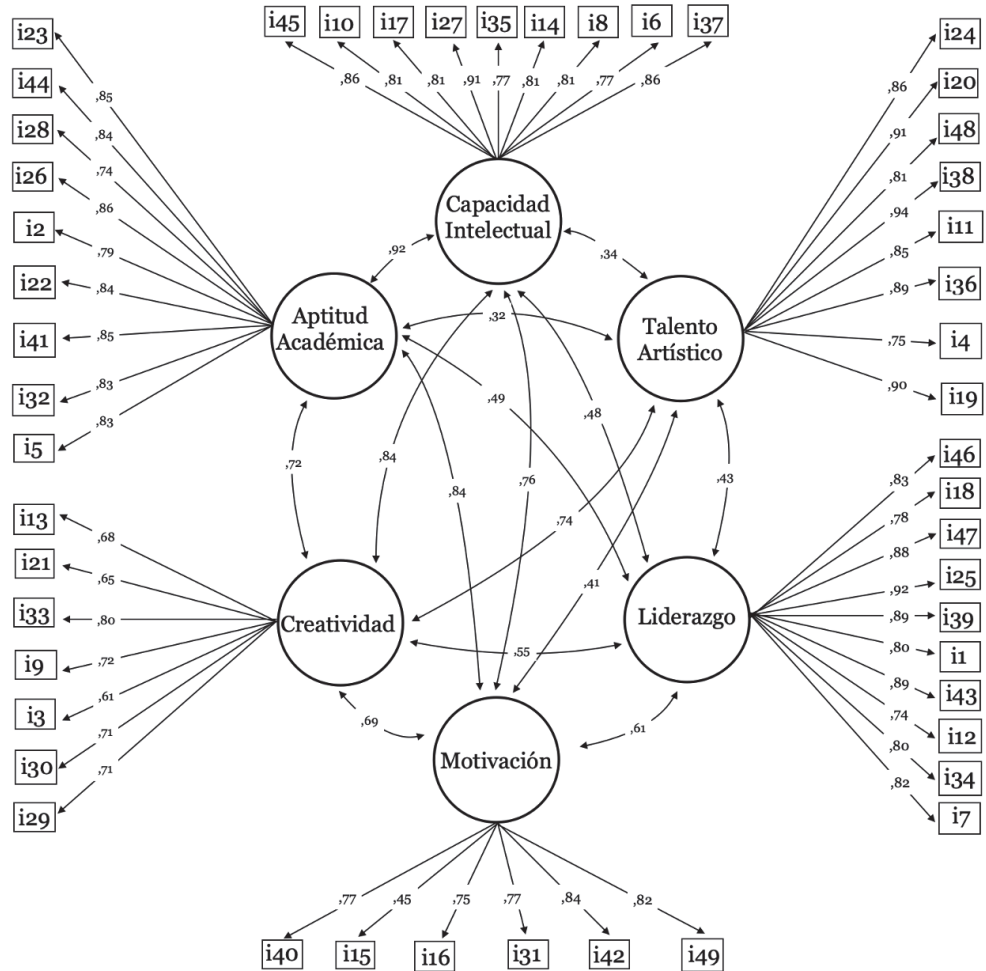


Tabla 6. Pesos factoriales (b), R² y residuos de los ítems (M1)

DIMENSIÓN	ÍTEM	b	R ²	ERROR
Capacidad Intelectual	I6	,767	,588	,412
	I8	,808	,653	,347
	I10	,813	,661	,339
	I14	,806	,650	,350
	I17	,808	,653	,347
	I27	,906	,821	,179
	I35	,774	,599	,401
	I37	,864	,746	,254
	I45	,861	,741	,259
Aptitud Académica	I2	,794	,630	,370
	I5	,831	,691	,309
	I22	,843	,711	,289
	I23	,849	,721	,279
	I26	,858	,736	,264
	I28	,738	,545	,455
	I32	,826	,682	,318
	I41	,846	,716	,284
Creatividad	I44	,844	,712	,288
	I3	,613	,376	,624
	I9	,722	,521	,479
	I13	,679	,461	,539
	I21	,653	,426	,574
	I29	,706	,498	,502
	I30	,711	,506	,494
Talento Artístico	I33	,797	,635	,365
	I4	,747	,558	,442
	I11	,851	,724	,276
	I19	,897	,805	,195
	I20	,905	,819	,181
	I24	,856	,733	,267
	I36	,890	,792	,208
	I38	,939	,882	,118
	I48	,808	,653	,347

[CONTINÚA EN LA PÁGINA SIGUIENTE]

Tabla 6. Pesos factoriales (b), R² y residuos de los ítems (M1)

DIMENSIÓN	ÍTEM	b	R ²	ERROR
Liderazgo	I1	,803	,645	,355
	I7	,820	,672	,328
	I12	,740	,548	,452
	I18	,779	,607	,393
	I25	,917	,841	,159
	I34	,803	,645	,355
	I39	,885	,783	,217
	I43	,889	,790	,210
	I46	,832	,692	,308
	I47	,880	,774	,226
Motivación	I15	,450	,203	,798
	I16	,754	,569	,431
	I31	,766	,587	,413
	I40	,773	,598	,402
	I42	,837	,701	,299
	I49	,819	,671	,329

Validez convergente y fiabilidad

Respecto a la validez convergente, se incluyen en la Tabla 7 los valores del promedio de varianza explicada (AVE) en cada factor o dimensión y en el total del instrumento de medida, así como la información sobre la fiabilidad compuesta. La tabla no incluye los datos de los modelos M5 a M8 ya que estos, con factores de segundo orden, obtienen los mismos valores de los pesos factoriales que el modelo original de seis dimensiones.

Los resultados del estudio de validez convergente (ver Tabla 7) también indican la calidad del modelo 1 (M1), con varianzas explicadas de más del 70%, como el caso del Talento Artístico. Asimismo se logra explicar el 70% del factor de Liderazgo. Las dimensiones referidas a Capacidades Intelectuales y Académicas están igualmente muy cerca de esa varianza explicada. El único factor con una varianza explicada inferior al 50% es el de Creatividad, aunque se ha quedado muy cerca (49%). En promedio, se explica aproximadamente el 66% de la variabilidad total de las respuestas a los ítems.

En el modelo unidimensional (M3) la varianza total explicada es del 49%. Un 17% menos que el modelo original (M1). En el modelo que utiliza el procedimiento

cuantitativo para la estimación de los parámetros (M2) la varianza explicada disminuye ligeramente en todas las dimensiones.

Si comparamos el M1 con el modelo que une los ítems de las Capacidades Intelectuales y Académicas (M4), la variabilidad explicada de esa nueva dimensión es algo inferior a la de los factores por separado. Estos buenos valores de varianza explicada son el resultado de unos pesos factoriales también altos. Como ya señalamos, la mayoría de los resultados están por encima de 0,7 y 0,8 (ver Tabla 6).

La fiabilidad compuesta es también un indicador de la validez convergente, mostrando la gran consistencia interna de los ítems de cada dimensión. En todos los casos los valores son superiores a .8 y la mayor parte superan el valor 0,9. En el M1, excepto los factores de Creatividad y Motivación que tienen fiabilidades de 0,87 aproximadamente, todos los demás se sitúan en 0,95.

Tabla 7. Evidencias de validez convergente de cada modelo

	PROMEDIO DE LA VARIANZA EXPLICADA (AVE)			
	M1	M2	M3	M4
Capacidad Intelectual	,68	,58		,65
Aptitud Académica	,68	,59		
Creatividad	,49	,43		,49
Talento Artístico	,75	,70		,74
Liderazgo	,70	,65		,70
Motivación	,55	,51		,55
Total	,66	,59	,49	,65
	FIABILIDAD COMPUESTA			
Capacidad Intelectual	,95	,92	,98	,97
Aptitud Académica	,95	,93		
Creatividad	,87	,84		,87
Talento Artístico	,96	,95		,96
Liderazgo	,96	,95		,89
Motivación	,88	,86		,82

CONCLUSIONES

Este es el primer estudio que se lleva a cabo sobre la estructura factorial de este instrumento de detección de altas capacidades para profesores en España. Aunque se han realizado numerosas investigaciones y validaciones de las GRS en

otros países, esta validación es la primera que se realiza sobre la GRS 2 en todo el mundo.

Los diversos modelos probados nos han llevado a decantarnos por la estructura de seis factores original de la escala, que es la que mejores valores de ajuste presenta. Esto coincide con los estudios de validación realizados con las escalas originales en otros países, especialmente con los llevados a cabo en su adaptación y traducción al español (Pérez *et al.*, 2012; Rosado *et al.*, 2008; Rosado *et al.*, 2015).

Los valores de fiabilidad compuesta estimada en esta validación varían entre 0,87 y 0,95 para el modelo 1, que finalmente es el que hemos adoptado como mejor solución y que coincide con el original. Los valores obtenidos en las muestras estandarizadas de EE. UU. de la versión en inglés del GRS-S están entre 0,97 a 0,99 (Pfeiffer y Jarosewich, 2003), y son similares a los reportados en estudios internacionales con traducción al coreano (Lee y Pfeiffer, 2006) y versiones traducidas al chino (Li *et al.*, 2008).

Los resultados de los análisis factoriales proporcionan evidencia preliminar de que la estructura factorial de la escala traducida al español refleja el modelo de seis factores propuesto por los autores (Pfeiffer y Jarosewich, 2003). Los resultados indican que la evidencia del modelo de medición original superó a un modelo unidimensional, así como a un modelo de cinco factores. Investigaciones recientes de Li *et al.* (2008) encontraron que, con una muestra china de estudiantes, una solución de seis factores también encaja mejor que un modelo de un solo factor.

La validez convergente (Tabla 7) indica igualmente la calidad del modelo 1 (M1), con varianzas explicadas de más del 70%. Aunque otros modelos probados ofrecerían soporte empírico, el modelo 1 es superior a todos ellos, con varianzas explicadas promedio entre 0,55 y 0,76.

Numerosos estudios han puesto de relieve la importancia de incluir a los profesores como fuentes de información relevante, más allá de los instrumentos de medida de variables cognitivas y rendimiento (Cao *et al.*, 2017; Tourón *et al.* 2006). La presente escala puede ser de utilidad en este proceso en nuestro país.

Ciertamente, este trabajo es una validación preliminar que precisará de ulteriores estudios de confirmación, tanto de muestras españolas como de estudios comparativos con otras investigaciones similares llevadas a cabo en contextos culturales diversos.

Fecha de recepción del original: 9 de mayo de 2023

Fecha de aceptación de la versión definitiva: 27 de junio de 2023

REFERENCIAS

- Abdulla, A. M. y Cramond, B. (2017). After Six Decades of Systematic Study of Creativity: What do Teachers Need to Know About What it is and How it is Measured? *Roeper Review*, 39(1), 9-23. <https://doi.org/10.1080/02783193.2016.1247398>
- Bishop, G. F. (2011). Item Order Randomization. En P. J. Lavrakas (Ed.), *Encyclopedia of Survey Research Methods* (pp. 397-399). SAGE. <https://doi.org/10.4135/9781412963947.n255>
- Cao, T. H., Jung, J. Y. y Lee, J. (2017). Assessment in Gifted Education: A Review of the Literature from 2005 to 2016. *Journal of Advanced Academics*, 28(3), 163-203. <https://doi.org/10.1177/1932202x17714572>
- Clinkenbeard, P. R. (2012). Motivation and gifted students: Implications of theory and research. *Psychology in the Schools*, 49(7), 622-630. <https://doi.org/10.1002/pits.21628>
- Cropley, A. J. (2000). Defining and Measuring Creativity: Are Creativity Tests Worth Using? *Roeper Review*, 23(2), 72-79. <https://doi.org/10.1080/02783190009554069>
- Csikszentmihalyi, M. y Wolfe, R. (2000). New Conceptions and Research Approaches to Creativity: Implications of a Systems Perspective for Creativity in Education. En K. A. Heller, F. J. Mönks, R. Subotnik, R. Sternberg (Eds.), *International Handbook of Giftedness and Talent* (pp. 81-93). Pergamon Press. <https://doi.org/10.1016/b978-008043796-5/50006-1>
- Dai, D. Y. (2018). A History of Giftedness: Paradigms and Paradoxes. En S. I. Pfeiffer (Ed.), *Handbook of Giftedness in Children* (pp. 1-14). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-77004-8_1
- Duckworth, A. (2016). *Grit: The Power of Passion and Perseverance*. Scribner/Simon & Schuster.
- Duckworth, A. L. y Seligman, M. E. (2005). Self-discipline outdoes IQ in predicting academic performance of adolescents. *Psychological Science*, 16(12), 939-944. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2005.01641.x>
- Dweck, C. S. (2006). *Mindset: The New Psychology of Success*. Random House.
- Feldman, D. H. (1992). Has There Been a Paradigm Shift in Gifted Education: Some thoughts on a changing national scene. En N. Colangelo, S. G. Assouline y D. L. Ambrose (Eds.), *Talent Development: Proceedings from 1991 Henry and Jocelyn Wallace National Research Symposium on Talent Development* (pp. 89-94). Trillium.
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A. y Muñoz, J. (2022). Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>

- Gagné, F. (1993). Constructs and Models Pertaining to Exceptional Human Abilities. En K. A. Heller, F. J. Mönks y A. H. Passow (Eds.), *International Handbook of Research and Development of Giftedness and Talent* (pp. 69-87). Pergamon Press.
- Galton, F. (1869). *Hereditary Genius: An Inquiry into its Laws and Consequences*. Macmillan and Co.
- Gaskin, C. J. y Happell, B. (2014). On Exploratory Factor Analysis: A Review of Recent Evidence and Assessment of Current Practice, and Recommendations for Future Use. *International Journal of Nursing Studies*, 51(3), 511-521. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2013.10.005>
- Guilford, J. P. y Merrifield, P. R. (1960). *The Structure of Intellect Model: Its uses and implications. Studies of aptitudes of high-level personnel*. University of Southern California, Psychological Laboratory.
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- Jarosewich, T., Pfeiffer, S. I. y Morris, J. (2002). Identifying Gifted Students Using Teacher Rating Scales: A Review of Existing Instruments. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 20(4), 322-336. <https://doi.org/10.1177/073428290202000401>
- Kozbelt, A. (2019). Reflections on Talent Development in the Performing Arts: Concluding Comments. En R. F. Subotnik, P. Olszewski-Kubilius y F. C. Worrell (Eds.), *The Psychology of High Performance: Developing Human Potential into Domain-Specific Talent* (pp. 301-307). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/0000120-014>
- Lee, D. y Pfeiffer, S. I. (2006). The Reliability and Validity of a Korean-Translated Version of the Gifted Rating Scales. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 24(3), 210-224. <https://doi.org/10.1177/0734282906287829>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data: Comparing Robust Maximum Likelihood and Diagonally Weighted Least Squares. *Behavior Research Methods*, 48, 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Li, H., Pfeiffer, S. I., Petscher, Y., Kumtepe, A. T. y Mo, G. (2008). Validation of the Gifted Rating Scales-School Form in China. *Gifted Child Quarterly*, 52(2), 160-169. <https://doi.org/10.1177/0016986208315802>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>

- Marland, S. P. (1972). Education of the Gifted and Talented. *Report to the Congress of the United States by the US Commissioner of Education*. US Government Printing Office.
- Mönks, F. J., Heller, K. A. y Passow, A. H. (2000). The study of giftedness: reflections on where we are and where we are going. En K. A. Heller, F. J. Mönks, R. J. Sternberg y R. F. Subotnik (Eds.), *International Handbook of Giftedness and Talent* (pp. 839-863). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/b978-008043796-5/50060-7>
- Mumford, M. D., Zaccaro, S. J., Connelly, M. S. y Marks, M. A. (2000a). Leadership Skills: Conclusions and Future Directions. *Leadership Quarterly*, 11(1), 155-170. [https://doi.org/10.1016/s1048-9843\(99\)00047-8](https://doi.org/10.1016/s1048-9843(99)00047-8)
- Mumford, M. D., Zaccaro, S. J., Harding, F. D., Jacobs, T. O. y Fleishman, E. A. (2000b). Leadership Skills for a Changing World: Solving Complex Social Problems. *Leadership Quarterly*, 11(1), 11-35. [https://doi.org/10.1016/s1048-9843\(99\)00041-7](https://doi.org/10.1016/s1048-9843(99)00041-7)
- Muthén, B. O., Muthén, L. K. y Asparouhov, T. (2017). *Regression and Mediation Analysis Using Mplus*. Muthén & Muthén.
- Olszewski-Kubilius, P. M. (2000). The Transition from Childhood Giftedness to Adult Creative Productiveness: Psychological Characteristics and Social Supports. *Roeper Review*, 23, 65-71. <https://doi.org/10.1080/02783190009554068>
- Olszewski-Kubilius, P., Subotnik, R. F. y Worrell, F. C. (2015). Antecedent and Concurrent Psychosocial Skills that Support High Levels of Achievement Within Talent Domains. *High Ability Studies*, 26(2), 195-210. <https://doi.org/10.1080/13598139.2015.1095077>
- Olszewski-Kubilius, P., Worrell, F. C., Subotnik, R. F. y Foley-Nicpon, M. (2019). Reflections on Talent Development in Academics. En R. F. Subotnik, P. Olszewski-Kubilius y F. C. Worrell (Eds.), *The Psychology of High Performance: Developing Human Potential into Domain-Specific Talent* (pp. 225-236). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/0000120-011>
- Pérez, E., Heredia, D. E., Furlán, L., Zalazar, P., Lescano, C., Pfeiffer, S. y Rosado, J. (2012). Propiedades Psicométricas de la Escala de Clasificación del Talento (Gifted Rating Scales-forma-escolar, GRS-S) en una muestra argentina. *Perspectivas en Psicología*, 9(3), 134-141.
- Pfeiffer, S. I. (2015). *Essentials of Gifted Assessment*. John Wiley & Sons.
- Pfeiffer, S. I. (2017). *Identificación y evaluación del alumnado con altas capacidades: Una guía práctica*. UNIR Editorial.
- Pfeiffer, S. I. y Jarosewich, T. (2003). *GRS: Gifted Rating Scales*. Psychological Corporation.

- Pink, D. H. (2009). *Drive: The surprising truth about what motives us*. Riverhead Books.
- Plucker, J. A., Guo, J. y Makel, M. C. (2018). Creativity. En S. I. Pfeiffer (Ed.), *Handbook of Giftedness in Children* (pp. 81-99). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-77004-8_6
- Robinson, A. y Clinkenbeard, P. R. (2008). History of Giftedness: Perspectives from the past presage modern scholarship. En S. I. Pfeiffer (Ed.), *Handbook of Giftedness in Children* (pp. 13-31). Springer.
- Rosado, J. I., Pfeiffer, S. I. y Petscher, Y. (2008). The Reliability and Validity of a Spanish Translated Version of the Gifted Rating Scales. *Gifted and Talented International*, 23(1), 105-114. <https://doi.org/10.1080/15332276.2008.11673517>
- Rosado, J. I., Pfeiffer, S. y Petscher, Y. (2015). Identifying Gifted Students in Puerto Rico: Validation of a Spanish Translation of the Gifted Rating Scales. *Gifted Education International*, 31(2), 162-175. <https://doi.org/10.1177/0261429413507178>
- Rosenbach, W. E. (2018). *Contemporary Issues in Leadership*. Routledge.
- Runco, M. A. (2014). “Big C, Little c” Creativity as a False Dichotomy: Reality is not Categorical. *Creativity Research Journal*, 26(1), 131-132. <https://doi.org/10.1080/10400419.2014.873676>
- Ryan, R. M. y Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 54-67. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1020>
- Schneider, W. (2000). Giftedness, Expertise, and (exceptional) Performance: A Developmental Perspective. En K. A. Heller, F. J. Mönks, R. J. Sternberg y R. F. Subotnik (Eds.), *International Handbook of Giftedness and Talent* (pp. 165-177). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/b978-008043796-5/50012-7>
- Shaughnessy, M. F. (2022). An Interview with Steven I. Pfeiffer: Gifted Rating Scales-(GRS [TM] 2). *North American Journal of Psychology*, 24(1), 1-1.
- Silverman, L. K. (2018). Assessment of Giftedness. En S. I. Pfeiffer (Ed.), *Handbook of Giftedness in Children* (pp. 183-207). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-77004-8_12
- Simonton, D. K. (2000). Creativity: Cognitive, Personal, Developmental, and Social Aspects. *American Psychologist*, 55(1), 151-158. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.151>
- Sternberg, R. J. (2000a). Giftedness as Developing Expertise. En K. A. Heller, F. J. Mönks, R. J. Sternberg y R. F. Subotnik (Eds.), *International Handbook of Giftedness and Talent* (pp. 55-66). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/b978-008043796-5/50004-8>

- Sternberg, R. J. (2000b). Identifying and Developing Creative Giftedness. *Roeper Review*, 23(2), 60-64. <https://doi.org/10.1080/02783190009554067>
- Sternberg, R. J. y Davidson, J. E. (Eds.) (2005). *Conceptions of giftedness*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511610455>
- Sternberg, R. J. y Kaufman, S. B. (2018). Theories and Conceptions of Giftedness. En S. I. Pfeiffer (Ed.), *Handbook of Giftedness in Children* (pp. 29-47). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-77004-8_3
- Subotnik, R. F., Olszewski-Kubilius, P. y Worrell, F. C. (Eds.) (2019). *The Psychology of High Performance: Developing Human Potential Into Domain-Specific Talent*. American Psychological Association.
- Terman, L. M. (1925). *Genetic Studies of Genius. Volume 1. Mental and Physical Traits of a Thousand Gifted Children*. Volume 1. Stanford University Press.
- Tourón, J. (2020). Las altas capacidades en el sistema educativo español: reflexiones sobre el concepto y la identificación. *Revista de Investigación Educativa*, 38(1), 15-32. <https://doi.org/10.6018/rie.396781>
- Tourón, J., Martín, D., Navarro Asensio, E., Pradas, S. e Íñigo, V. (2018). Validación de constructo de un instrumento para medir la competencia digital docente de los profesores (CDD). *Revista Española de Pedagogía*, 76(269), 2554. <https://doi.org/10.22550/REP761201802>
- Tourón, J., Peralta, F. y Repáraz, C. (1998). *La Superdotación Intelectual: Modelos, Identificación y Estrategias Educativas*. EUNSA.
- Tourón, J., Repáraz, C. y Peralta, F. (2006). Las nominaciones de los profesores en la identificación de alumnos de alta capacidad intelectual. *Sobredotacao*, 7, 7-25.
- Tourón, M., Navarro-Asencio, E. y Tourón, J. (2023). Validez de Construcción de la Escala de Detección de Alumnos con Altas Capacidades para Padres (GRS 2), en España. *Revista de Educación*, 1(402), 53-80. <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2023-402-595>
- Treffinger, D. J. y Feldhusen, J. F. (1996). Talent Recognition and Development: Successor to Gifted Education. *Journal for the Education of the Gifted*, 19(2), 181-193. <https://doi.org/10.1177/016235329601900205>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A. y Doval, E. (2017). A Journey Around Alpha and Omega to Estimate Internal Consistency Reliability. *Annals of Psychology*, 33(3), 755-782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Winner, E. y Martino, G. (2000). Giftedness in Non-Academic Domains: The Case of the Visual Arts and Music. En K. A. Heller, F. J. Monks, R. J. Sternberg y R. F. Subotnik (Eds.), *International Handbook of Giftedness and Talent* (pp. 95-110). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/b978-008043796-5/50007-3>

- Xia, Y. (2016). Investigating the Chi-square Based Model-fit Indexes for WLSMV and ULSMV Estimators (Dissertation). Florida State University. http://purl.flvc.org/fsu/fd/FSU_2016SU_Xia_fsu_0071E_13379.
- Zaccaro, S. J., Green, J. P., Dubrow, S. y Kolze, M. (2018). Leader Individual Differences, Situational Parameters, and Leadership Outcomes: A Comprehensive Review and Integration. *The Leadership Quarterly*, 29, 2-43. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2017.10.003>

