

Propiedades Psicométricas de la Versión Española del Cuestionario CHEXI de Funcionamiento Ejecutivo en Niños Preescolares

Psychometric Properties of the Spanish Version of the CHEXI Questionnaire on Executive Functioning in Preschool Children

Pedro Ángel Latorre-Román¹, Mireya Palomero-Ramirez², Lourdes Cañizares-Ortega³, Carmen Latorre-Sevilla⁴, Jesús Salas-Sánchez⁵ y Manuel Pulido-Martos⁶

Resumen

El objetivo del estudio fue analizar las propiedades psicométricas del CHEXI en población preescolar española, además de relacionar los resultados del test con algunas variables sociodemográficas como el sexo o la edad. Participaron 173 niños (3 a 6 años), de diferentes colegios del sur de España. La escala CHEXI ha mostrado buena consistencia interna (Omega jerárquico=.85). El CHEXI muestra adecuada fiabilidad test-retest con unos coeficientes de correlación intraclase de CCI=.930 (95% de intervalo de confianza: .856-.966) para el trabajo de memoria, y de CCI=.933 (intervalo de confianza al 95%: .863-.967), para la inhibición. El análisis de validez convergente con el BRIEF-P arroja correlaciones significativas entre los diferentes factores de ambos test. Finalmente, los niños muestran una puntuación superior a niñas en trabajo de memoria, inhibición y control emocional. En conclusión, los análisis de la versión española del CHEXI adaptado a la población preescolar muestran unas adecuadas propiedades psicométricas del instrumento.

Palabras clave: funciones ejecutivas, educación infantil, análisis factorial confirmatorio, validez, inhibición, Trabajo de memoria

Abstract

The aim of the study was to analyze the psychometric properties of CHEXI in a Spanish preschool population, as well as to relate the test results to several sociodemographic variables such as sex and age. A total of 173 children (3 to 6 years old) from schools in southern Spain participated. The CHEXI scale showed good internal consistency (Omega hierarchical=.85). The CHEXI showed adequate test-retest reliability with intraclass correlation coefficients of ICC=.930 (95% confidence interval: .856-.966) for working memory and ICC=.933 (95% confidence interval: .863-.967) for inhibition. The convergent validity analysis with the BRIEF-P yields significant correlations between the different factors of both tests. Finally, boys scored higher than girls in memory work, inhibition and emotional control. In conclusion, the analyses of the Spanish version of the CHEXI adapted to the preschool population show adequate psychometric properties of the instrument.

Keywords: executive functions, early childhood education, confirmatory factor analysis, validity, inhibition, memory work

¹Doctor. Profesor Catedrático. Departamento de Didáctica de la Expresión Musical, Plástica y Corporal. Universidad de Jaén. España. Campus Las Lagunillas, Edificio Humanidades y Ciencias de la Educación I (D2), Dependencia:D2-142.

²Grado maestro en Educación Primaria. Departamento de Didáctica de la Expresión Musical, Plástica y Corporal. Universidad de Jaén. España. Campus Las Lagunillas, Edificio Humanidades y Ciencias de la Educación I (D2), Dependencia:D2-142.

³Grado Maestro en Educación Primaria. Departamento de Didáctica de la Expresión Musical, Plástica y Corporal. Universidad de Jaén. España. Campus Las Lagunillas, Edificio Humanidades y Ciencias de la Educación I (D2), Dependencia:D2-142.

⁴Grado en Psicología. Departamento de Psicología. España. Campus Las Lagunillas, Edificio C5

⁵Doctor. Universidad Autónoma de Chile. Facultad de Educación, Universidad Internacional de la Rioja. C/ Golondrinas 9, C.P. 18230, Atarfe, Granada, España. Correo: jesus.salassanchez@unir.net (Autor de correspondencia)

⁶Doctor en Psicología. Departamento de Psicología. Universidad de Jaén. España. Campus Las Lagunillas, Edificio Humanidades y Ciencias de la Educación II (C5). Dependencia:C5-112

Introducción

En educación temprana se le da cada vez más importancia al desarrollo de las funciones ejecutivas (FEs) de los niños (Musso, 2009), destacando un papel fundamental en el comportamiento humano (García et al., 2018). La función ejecutiva (FE) se refiere a los procesos neurocognitivos deliberados involucrados en la autorregulación y que se desarrolla más rápidamente durante los años preescolares, junto con el crecimiento de las redes neuronales que involucran la corteza prefrontal (Zelazo & Carlson, 2012). Las FEs de los niños en edad preescolar son una construcción multidimensional que incluye distintos componentes del control inhibitorio y la memoria de trabajo (Lerner & Lonigan, 2014), aspectos que durante este periodo se relacionan de manera diferente con una variedad de resultados académicos y de comportamiento (Lerner & Lonigan, 2014). Así nos encontramos cualidades asociadas a las FEs como la capacidad de anticipar e iniciar acciones, dirigir y mantener la atención a corto plazo, inhibir comportamientos inapropiados, resolver problemas, etc., aspectos que no sólo son importantes para completar con éxito las tareas diarias sino también para el aprendizaje del lenguaje, la lectoescritura y las matemáticas (Ackerman & Friedman-Krauss, 2017). Aunque habría que añadir que las FEs no sólo implican aspectos cognitivos, sino también conductuales y emocionales (Fernández et al., 2014; Ramos-Galarza et al., 2018).

Las FEs mejoran durante las dos primeras décadas de vida (Garon et al., 2008). Especialmente entre los 3 y 7 años se produce un importante avance de la inhibición y de la flexibilidad cognitiva (Diamond, 2006). En este sentido, una variedad de trastornos que involucran la disfunción ejecutiva se manifiestan a estas edades, por ejemplo, los trastornos del espectro autista y la prematuridad (Isquith et al., 2005), el deterioro específico del lenguaje (Vugs et al., 2014) y también juegan un papel importante en los modelos explicativos del comportamiento y en la detección de problemas de salud mental infantil (Dias et al., 2017).

A pesar del gran interés suscitado y la creciente investigación sobre las FEs en los inicios de la infancia, el trabajo sobre el desarrollo temprano de

éstas se ha visto limitado por la falta de instrumentos adecuados para su evaluación (Blair et al., 2016). A su vez, los problemas de la evaluación de las FEs se deben a la escasa operatividad de la descripción de este constructo, en el que existen múltiples aspectos cognitivo/emocionales implicados, así como la estructura de los test empleados (Molina et al., 2007). En particular, es de destacar la validez ecológica de las pruebas empleadas, entendida ésta como aquella prueba en la que los resultados obtenidos por el sujeto permiten predecir su capacidad funcional cotidiana (Molina et al., 2007). Por ejemplo, los test neurofisiológicos adolecen de una adecuada validez ecológica y las pruebas de observación de conducta suelen registrar actividades instrumentales limitadas y en algunos casos inadecuadas a los diferentes contextos culturales (Fernández et al., 2014). En respuesta a estas limitaciones han surgido cuestionarios de calificación de las conductas observadas en los niños en el hogar y en el centro educativo (Fernández et al., 2014; Ramos-Galarza et al., 2018). Los pocos cuestionarios que evalúan la FE en niños en edad preescolar tienden a pedir a los padres juicios globales sobre la disfunción ejecutiva, sin embargo, no cubren toda la gama completa de FEs a esta edad (Nilsen et al., 2017). Por tanto, las evidencias científicas sugieren la necesidad de explorar todo el rango de componentes que forman parte de las FEs a través de índices representativos de las mismas, atendiendo tanto a los correlatos cognitivos, como a los afectivos y conductuales de este constructo así como el contexto en que están inmersos los determinantes de su comportamiento y el tipo de estrategias que éstos emplean para hacer frente a sus posibles dificultades (Fernández et al., 2014). En ese sentido, los cuestionarios permiten analizar al niño en la vida real y se basan en observaciones realizadas durante un período prolongado, mientras que las pruebas de laboratorio se administran en un entorno mucho más predecible y estructurado durante un período corto de tiempo, por lo que ambos tipos de pruebas deben considerarse complementarias entre sí y aportarán una imagen más completa del perfil ejecutivo de un niño (Thorell & Catale, 2014).

Por tanto, aunque se han desarrollado numerosas medidas de las FEs en población

preescolar (Isquith et al., 2005), un desafío en dicha evaluación es analizar el impacto funcional en el mundo real de la disfunción ejecutiva expresada en las actividades diarias (Fernández et al., 2014; Isquith et al., 2005).

Diversos cuestionarios han sido ampliamente desarrolladas en los últimos años, mostrando una adecuada validez ecológica, si bien muchas de estas medidas no se encuentran baremadas o adaptadas al contexto español (Fernández et al., 2014). Así por ejemplo, el Inventario de Calificación del Comportamiento de la Función Ejecutiva (BRIEF) (Gioia et al., 2000), es el cuestionario más utilizado como medida de las FEs para niños y adolescentes (Camerota et al., 2018). En particular, el BRIEF-P (Gioia et al., 1996) es la primera escala de calificación estandarizada diseñada para medir específicamente el rango de FE en niños en edad preescolar y que permite a los padres, maestros o cuidadores calificar las FEs de un niño dentro del contexto de sus entornos cotidianos; mostrando una adecuada validez ecológica (Isquith et al., 2005). Una de las ventajas clave del BRIEF-P es la disponibilidad de datos normativos, que permiten hacer inferencias sobre si los comportamientos observados están clínicamente elevados. Como resultado, el BRIEF-P se usa tanto en contextos clínicos como de investigación (Isquith et al., 2013). A pesar de estas fortalezas, el BRIEF-P es muy extenso (63 ítems) y además de medir la FE, también analiza los síntomas del Trastorno por Déficit de Atención/Hiperactividad (TDAH). Para abordar las limitaciones de los cuestionarios disponibles destinados a analizar las FEs en niños preescolares, *The Childhood Executive Functioning Inventory* (CHEXI) (Thorell & Nyberg, 2008) se desarrolló como un instrumento de detección rápida y dirigido específicamente a diferentes tipos de control ejecutivo en lugar de incluir declaraciones más generales o elementos directamente relacionados con los criterios de los síntomas del TDAH. El CHEXI solo tiene 24 elementos, es de rápida aplicación, también está disponible en el dominio público (es decir, distribuido libremente) y ha sido traducido a varios idiomas. El CHEXI, evalúa las FEs de los niños a través del informe de los padres y docentes con resultados ecológicamente más adecuados que los derivados de tareas cognitivas, a su vez ha sido

aplicado en diferentes países, sin que ello afecte a la fiabilidad de sus medidas (Molina et al., 2007). Además, se ha encontrado que las calificaciones en el CHEXI están significativamente relacionadas con los síntomas del TDAH, con el rendimiento académico temprano (Thorell & Catale, 2014; Thorell & Nyberg, 2008), los trastornos del espectro autista (Golshan et al., 2019) o los problemas de comportamiento infantil (Dias et al., 2017).

Debido a la naturaleza potencialmente sesgada de las calificaciones de las FEs, especialmente desde una perspectiva intercultural, es esencial una investigación continua sobre la validación de medidas de calificación de las FEs como el CHEXI (Thorell et al., 2013) en diferentes contextos culturales. El CHEXI ha sido validado en países como EEUU (Camerota et al., 2018), Francia (Catale et al., 2013), Brasil (Trevisan et al., 2017) o Kenya (Amukune & Józsa, 2021). En España, recientemente se ha publicado una versión adaptada a población de 4 a 5 años (Giménez et al., 2022) que sin embargo no cubre el rango de edad preescolar en su totalidad, y emplea elementos de validez convergente, a nuestro juicio no acordes a la naturaleza hetero-administrada de este instrumento, procediendo a una validez temporal excesivamente dilatada. Aunque la propuesta teórica original de Barkley (1997), en la que se basaron Thorell y Nyberg (2008), comprende cuatro factores oblicuos, los autores del instrumento CHEXI crearon ítems centrados específicamente en déficits en memoria de trabajo e inhibición y excluyeron ítems relacionados con sintomatología propia del TDAH. El propio Barkley (1997) reconoce que FEs más complejas como la autorregulación y planificación se desarrollan más tardíamente. Los estudios que analizan las propiedades psicométricas del instrumento (Arslan Çiftçi et al., 2020; Camerota et al., 2018; Catale et al., 2013; Catale et al., 2015; Gutierrez et al., 2021; Thorell & Nyberg, 2008) obtuvieron bondad de ajuste a los datos de modelos de medida con dos factores (memoria de trabajo e inhibición) coincidiendo estos resultados con los trabajos que emplean tareas ejecutivas en contextos de laboratorio (St Clair-Thompson & Gathercole, 2006; Lehto, 2003). Incluso en edades más tempranas (4-5 años) y en población española se ha confirmado una estructura de dos factores oblicuos

(Giménez et al., 2022). No obstante, y aunque desde un punto de vista psicométrico todo parece indicar que la estructura de dos factores oblicuos es la que mejor ajusta a los datos, surgen voces contrarias que defienden que, sobre todo en edad preescolar, las FEs no están claramente diferenciadas, siendo un constructo de naturaleza unitaria y relacionado con mecanismos que afectan al funcionamiento del lóbulo frontal (Duncan et al., 1996). De hecho, la dificultad para diferenciar entre factores específicos a consecuencia de la edad es señalada en alguno de los estudios (Catale et al., 2013) e incluso hay estudios que en edades más tempranas obtienen un único factor (Tonietti et al., 2017). Otro aspecto que añade mayor complejidad a la hora de comprender la estructura factorial del CHEXI es que en ninguno de los trabajos de análisis previos se ha tenido en cuenta las elevadas correlaciones que se obtienen entre los factores que conforman el instrumento. A excepción del trabajo de Giménez et al. (2022), en la que obtienen una correlación de .27 entre el factor latente de memoria de trabajo e inhibición, en el resto las correlaciones están entre .73 y .92 (Arslan et al., 2020; Camerota et al., 2018; Gutiérrez et al., 2021). A pesar de esas elevadas correlaciones, no tenemos constancia de ningún trabajo previo que haya comprobado el ajuste a los datos de un modelo bifactor (Chen et al., 2006; Reise et al., 2013) que haría replantearse la forma de concebir la estructura multidimensional del CHEXI.

Por tanto, el objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas (fiabilidad y validez) del CHEXI en niños preescolares españoles, además de relacionar los resultados obtenidos con variables sociodemográficas como la edad y el sexo de los niños, así como la influencia de determinados aspectos sociodemográficos de los padres.

Materiales y método

Participantes

Este estudio transversal involucró una cohorte de 173 niños de 3 a 6 años, 87 niños (Edad: $M=4.70$, $DT=0.96$ años) y 86 niñas (Edad: $M=4.66$, $DT=1.05$ años) que fueron seleccionados por conveniencia de varios colegios del sur de España, tanto urbanos como rurales. Los criterios de inclusión incluyeron no tener discapacidad física y / o intelectual, es decir, mediante el informe de los

padres, estos niños fueron calificados con desarrollo típico. Los padres firmaron voluntariamente un consentimiento informado para la participación de sus hijos en este estudio. El estudio se completó siguiendo las normas de la Declaración de Helsinki (versión 2013) y fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad de Jaén.

Materiales y pruebas

Mediante un cuestionario sociodemográfico realizado *ad hoc* se recogieron datos sobre el nivel socioeconómico (bajo, medio o alto), el nivel de estudios (sin estudios, primaria, secundaria, universidad) o el estado civil (soltero, casado o en pareja, separado o divorciado, o viudo) de los padres. Por otra parte, se solicitó a los padres datos sociodemográficos de los niños tales como la edad, el sexo, el peso en kilogramos y la talla en centímetros.

Además, empleamos el Inventario CHEXI (Thorell & Catale, 2014). Este es un cuestionario relativamente reciente que cuenta con 24 ítems que se organizan en dos subescalas: memoria de trabajo e inhibición. Cada ítem se califica en una escala de 1 (definitivamente no es cierto) a 5 (definitivamente es cierto), y las puntuaciones más altas indican mayores déficits de las FEs (Thorell & Catale, 2014). Este instrumento tiene una buena fiabilidad test-retest y se han encontrado relaciones modestas, pero en su mayoría significativas, con las medidas de laboratorio de la memoria de trabajo y la inhibición (Thorell & Catale, 2014; Thorell & Nyberg, 2008). Se empleó la versión traducida al español (<https://chexi.se/downloads>).

Para el análisis de la validez concurrente se empleó el cuestionario BRIEF-P: una escala de calificación completada por padres o maestros y compuesta por 63 ítems que se agrupan en cinco dominios ejecutivos: Inhibición, flexibilidad, control emocional, memoria de trabajo y planificación-organización. Gioia et al. (2000) informan de una consistencia interna (α de Cronbach) para las calificaciones de los padres en las escalas BRIEF-P de: Inhibición, $\alpha=.90$, flexibilidad, $\alpha=.85$, control emocional, $\alpha=.86$, memoria de trabajo, $\alpha=.88$, planificación y organización, $\alpha=.80$.

Tabla 1. Características sociodemográficas de los padres por sexo

		Niños n (%)	Niñas n (%)	p-valor
Nivel socioeconómico	Bajo	4 (4.6)	5 (5.8)	.397
	Medio	46 (52.9)	53 (61.6)	
	Alto	37 (42.5)	28 (32.6)	
Nivel de estudios	Primaria	10 (11.5)	9 (10.5)	.868
	Secundaria	37 (42.5)	34 (39.5)	
	Universidad	40 (46.0)	43 (50.0)	
Estado civil	Soltero	6 (6.9)	2 (2.3)	.096
	Casado o en pareja	73 (83.9)	81 (94.2)	
	Divorciado	8 (9.2)	3 (3.5)	

Procedimiento

Se envió el cuestionario en versión *online* mediante una aplicación de Google Drive a varios colegios de Andalucía, tanto urbanos como rurales para que fuera difundido a los grupos de padres cuyos hijos estaban en la etapa de Educación Infantil. Para el análisis de la fiabilidad test-retest, una sub-muestra de 40 padres volvieron a rellenar el cuestionario CHEXI dos semanas más tarde.

Análisis estadístico

Los datos fueron analizados con el programa SPSS., V.19.0 para Windows (SPSS Inc, Chicago, EE.UU.) y con EQS 6 (Structural Equations Program) (Bentler, 1995). El nivel de significación se fijó en $p < .05$. Se determinó la estructura factorial mediante análisis factorial confirmatorio (CFA). La bondad de ajuste de los modelos propuestos se evaluó mediante diversos indicadores de ajuste. En concreto se utilizaron: χ^2 de Satorra-Bentler (χ^2 S-B), el CFI (*Comparative Fix Index*) robusto, el RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) y el SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*). Utilizando los criterios de Hu & Bentler (1999), o propuestas más actuales como la de Niemand y Maid (2018), se considera como valor aceptable un valor próximo de CFI a .95. En cuanto al valor del índice SRMR es ampliamente aceptado que un valor inferior a .05 indica bondad de ajuste del modelo. En cuanto al valor de RMSEA, se consideran valores aceptables los próximos a .06. Para todas las estimaciones se empleó el método de máxima verosimilitud robusto (*Maximum Likelihood*, ML Robust).

Para determinar la posible presencia de un factor general que explique un mayor porcentaje de varianza de los ítems que la explicada por los factores específicos, se emplearon los siguientes

índices: ω_H (Omega jerárquico) para el factor general, ω_{Hs} para los factores específicos, la varianza común explicada por el factor general (ECV) y la explicada por los factores específicos (ECV-S); y, por último, el porcentaje de correlaciones no contaminadas por la multidimensionalidad (PUC). Un modelo bifactor presenta un ajuste óptimo a los datos cuando $\omega_H > .70$, $ECV > .60$ and $PUC > .70$ (Rodríguez et al., 2016).

La consistencia interna del cuestionario CHEXI se evaluó mediante el coeficiente ω (McDonald, 1999). La fiabilidad test-retest se evaluó mediante el coeficiente de correlación intraclass (CCI). La validez convergente se analizó mediante la correlación de Spearman entre los diferentes factores del cuestionario CHEXI y del BEIEF-P. Finalmente, se utilizó una prueba de chi-cuadrado, *t* de Student y *U* de Mann Whitney para comparar las puntuaciones de los diferentes cuestionarios y variables demográficas entre sexos.

Resultados

En la Tabla 1 se exponen las variables sociodemográficas de los padres en relación con el sexo de los niños.

Se comprueba el ajuste del modelo de dos factores oblicuos (Modelo 1), un modelo bifactor que plantea la existencia de un factor general y dos factores específicos ortogonales (Modelo 2); y un modelo unidimensional con todos los ítems cargando en un único factor (M3). Los índices de ajuste del M1 no resultaron adecuados [χ^2 S-B=575.41; $gl=252$; $p < .001$; CFI robusto=.86; RMSEA=.09 (.077-.095); SRMR=.07]. En cuanto al M2 ajustaba de forma adecuada a los datos [χ^2 S-B=449.10; $gl=251$; $p < .001$; CFI robusto=.92; RMSEA=.07 (.057-.077); SRMR=.06] pero mostraba una elevada correlación

Tabla 2. Parámetros de los ítems

	Dos factores oblicuos		Bifactor			Unifactorial
	Memoria de trabajo	Inhibición	Memoria de trabajo	Inhibición	Factor general	Factor único
Ítem 1	.77		.44		.62	.75
Ítem 3	.75		.51		.56	.71
Ítem 6	.72		.35		.64	.71
Ítem 7	.64		.33		.55	.64
Ítem 9	.70		.43		.55	.68
Ítem 12	.67		.39		.54	.65
Ítem 14	.70		.29		.63	.71
Ítem 17	.65		.36		.54	.63
Ítem 19	.78		.39		.68	.77
Ítem 20	.85		.53		.67	.82
Ítem 21	.73		.32		.67	.73
Ítem 23	.74		.53		.55	.71
Ítem 24	.77		.52		.59	.74
Ítem 2		.65		.16	.64	.63
Ítem 4		.78		.38	.73	.70
Ítem 5		.74		.13	.73	.71
Ítem 8		.81		.23	.78	.71
Ítem 10		.37		-.06	.38	.35
Ítem 11		.72		.10	.71	.65
Ítem 13		.72		.14	.71	.65
Ítem 15		.82		.35	.77	.75
Ítem 16		.53		-.58	.67	.56
Ítem 18		.74		-.09	.74	.65
Ítem 22		.46		-.34	.54	.48
Memoria de trabajo	1					
Inhibición	.80	1				
ω_h					.85	
ω_{hs}			.30	.01		
ECV					.76	
ECV-S			.33	.14		

Nota. ω_h =omega jerárquico total; ω_{hs} =omega jerárquico por dimensión; ECV=varianza común explicada por el factor general; ECV-S=varianza común explicada por cada dimensión.

entre los factores lo que permite plantear que un factor general pueda explicar de mejor forma el comportamiento de los ítems. El modelo M3 (modelo bifactor) era el que conseguía un mejor ajuste a los datos [χ^2 S-B=377.78; $gl=228$; $p<.001$; CFI robusto=.94; RMSEA=.06 (.050-.072); SRMR=.05]. Todos los índices relacionados con el CFA aparecen recogidos en la Tabla 2.

Análisis de fiabilidad y convergencia

Dada la estructura de un factor general y dos factores específicos que explican el comportamiento de los ítems, puede comprobarse en la Tabla 2 como los valores ω son valores elevados indicando una fiabilidad adecuada para los niños de preescolar evaluados. En relación con la fiabilidad test-retest, los valores promedio en pretest y postest tanto en la puntuación total de la memoria como de inhibición fueron respectivamente de: $M=28.78$, $DT=11.91$ vs $M=29.59$, $DT=10.41$, $p=.430$, y $M=34.25$, $DT=9.16$

vs. $M=33.34$, $DT=9.46$, $p=.280$. Para el trabajo de memoria se obtuvo un CCI=.930 (95% de intervalo de confianza: .856-.966), $p<.001$, y para la puntuación en inhibición se obtuvo un CCI=.933 (95% de intervalo de confianza: .863-.967), $p<.001$. A su vez, el análisis de correlación Pearson reveló una correlación significativa entre ambos factores del cuestionario, $r=.760$, $p<.001$

La Tabla 3 muestra la validez convergente de los diferentes factores del CHEXI con los del cuestionario BRIEF-P, observándose correlaciones significativas entre los diferentes factores analizados.

En la Tabla 4 se muestran los resultados de los cuestionarios CHEXI y BRIEF-P por sexos. Los niños puntúan de manera significativa más alto que las niñas en el trabajo de memoria, inhibición y control emocional. Por otro lado, no se encontraron correlaciones significativas entre la edad y los dos factores del CHEXI. A su vez, ni el nivel de estudios ni económico de los padres fueron factores predictivos del rendimiento en el test CHEXI.

Tabla 3. Validez convergente y análisis de fiabilidad de los diferentes factores del CHEXI con los del cuestionario BRIEF-P, mediante coeficiente de correlación Spearman

BRIEF-P/CHEXI	Memoria de trabajo	Inhibición
Inhibición	.445***	.794***
Flexibilidad	.464***	.469***
Control emocional	.345**	.570***
Memoria de trabajo	.590**	.722***
Planificación y organización	.465***	.725***

* $p < .05$, ** $p < .01$ *** $p < .001$

Tabla 4. Resultados de los cuestionarios CHEXI y BRIEF-P por sexos

	Niños Media (DT)	Niñas Media (DT)	<i>p</i> -valor
Trabajo de memoria (Chexi)*	29.70 (10.428)	25.60 (11.128)	.003
Inhibición (Chexi)*	33.83 (9.060)	29.47 (9.928)	.001
Inhibición (Brief-P)	29.58 (6.13)	24.07 (4.01)	<.001
Flexibilidad (Brief-P)	15.82 (3.10)	14.93 (3.39)	.277
Control emocional (Brief-P)*	16.68 (3.85)	14.48 (3.14)	.024
Memoria de trabajo (Brief-P)	28.05 (5.69)	25.11 (6.35)	.055
Planificación y organización (Brief-P)	16.08 (3.83)	14.37 (3.36)	.067

* *U de Mann Whitney*. DT (Desviación típica).

Discusión

La evaluación de las FEs tiene una gran aplicación en la educación y en los estudios clínicos. Dado el creciente interés en medir las FEs en niños preescolares, la validación de medidas sencillas y operativas a la población española justifica este estudio. La mayoría de las herramientas que evalúan las FEs requieren de examinadores capacitados, por lo que una sencilla, asequible y confiable herramienta y fácil de administrar e interpretar como el CHEXI es oportuna (Amukune & Józsa, 2021), para aportar información, aún insuficiente, sobre los cambios en el funcionamiento ejecutivo en los años preescolares y su papel fundamental en el desarrollo cognitivo y social (Carlson, 2005). Por tanto, el objetivo de este estudio fue comprobar las propiedades psicométricas del cuestionario CHEXI en su versión española como un instrumento para evaluar las FEs en niños preescolares.

Como indicamos previamente, el CHEXI ha sido validado en otros países de Europa, América y África por lo que la adaptación actual se suma a la

lista de las validaciones existentes. La mayor parte de las investigaciones realizadas sobre el CHEXI han informado que una estructura ajustada a dos factores como son la memoria de trabajo e inhibición es adecuada (Amukune & Józsa, 2021; Camerota et al., 2018; Catale et al., 2013; Monette et al., 2015). A su vez, en este estudio se corrobora una estructura de dos factores, los cuales muestran una alta correlación entre ellos. En este sentido, aunque la memoria de trabajo y el control inhibitorio se consideran FEs relacionadas pero separables entre adultos y adolescentes, la evidencia disponible sugiere que estos constructos no han divergido, especialmente entre los niños en edad preescolar. Por tanto, el modelo de dos factores en el que las tareas diseñadas para medir la memoria de trabajo y el control inhibitorio definieron factores separados pero correlacionados proporcionaron el mejor ajuste a los datos (Lerner & Lonigan, 2014), aunque las relaciones entre los componentes parecen cambiar con en el desarrollo infantil (González Osornio & Ostrosky, 2012).

En cuanto a la fiabilidad, la escala ha mostrado buena consistencia interna con una adecuada estabilidad temporal test-retest. Por otro lado, las correlaciones entre factores indican cierta relación y dependencia entre ellos. Además, el CHEXI presenta una adecuada validez convergente con la escala BRIEF-P.

Es importante mencionar que el CHEXI fue originalmente diseñado para su uso únicamente en el rango de edad de 4 a 12 años (Thorell & Catale, 2014), sin embargo, un aspecto interesante del actual estudio es la incorporación de niños menores de 4 años y que ratifican la estructura más habitual de dos factores. En conjunto, este estudio junto con los realizados en otros países apoya el uso del CHEXI con diferentes sujetos, culturas y grupos de edad (Amukune & Józsa, 2021; Camerota et al., 2018; Catale et al., 2013; Gutierrez et al., 2021).

Otro segundo objetivo de este estudio fue comprobar el rendimiento en el CHEXI según el sexo y la edad de los escolares, así como la influencia de determinados aspectos sociodemográficos de los padres. En lo que se refiere a las diferencias por sexo, los niños puntúan de manera significativa más alto que las niñas en el trabajo de memoria, inhibición y control emocional. De igual manera otros autores

empleando el CHEXI informaron que los niños preescolares arrojaban puntuaciones más altas para los factores latentes de memoria de trabajo ($\mu=.16$, $p=.04$) e inhibición ($\mu=.21$, $p=.01$) (Camerota et al., 2018). Sin embargo, en otro estudio previo, pero en este caso empleando el Porteus Labyrinth Test, no se encontraron diferencias entre sexos (Latorre-Román et al., 2019). De distinta manera, pero en este caso empleando el BRIEF-P, otros autores muestran que las niñas obtuvieron puntuaciones significativamente más elevadas que los niños en inhibición, memoria y planificación; sin embargo, los niños obtuvieron mayores puntuaciones en flexibilidad (Romero-López et al., 2016). Otro estudio, señala que las niñas mostraron un mayor nivel de control ejecutivo latente que los niños (Wiebe et al., 2008). De manera consistente con los anteriores autores, Mileva-Seitz et al. (2015), muestran que las niñas superan a los niños en el control inhibitorio, la atención sostenida y la memoria de trabajo aunque se desconoce el papel de la crianza de los hijos en estas diferencias sexuales a pesar de la evidencia de que los niños son más sensibles a los efectos del entorno temprano. Recientemente, Hendry & Holmboe (2021) indican que en el rendimiento en las FEs en población preescolar a veces se observa una ventaja para las niñas y en otras para los niños, y otras veces no se observa diferencia en absoluto. Por tanto, la diferencia entre sexos en las FEs sigue siendo un ámbito controvertido con resultados muy dispares (Wiebe et al., 2008). Es importante añadir que de acuerdo con Camerota et al. (2018), como aún no se han desarrollado referencias normativas, es imposible hacer inferencias sobre si las puntuaciones de un niño son clínicamente elevadas o no, y en este sentido realizar comparaciones entre diversos grupos poblacionales.

Teniendo en cuenta la influencia de los padres en las FEs de sus hijos, es posible que las propias habilidades de funcionamiento ejecutivo de los padres, así como su participación en actividades específicas de FEs, pueden promover el desarrollo de éstas en los niños (Korucu et al., 2020). Otro aspecto que puede condicionar esta relación es el nivel de ingresos del hogar, así la interacción del funcionamiento ejecutivo de los padres y los ingresos del hogar afectan a las FEs de sus hijos, al margen de otros aspectos sociodemográficos como el estilo de crianza, el tipo de trabajo o nivel de

estudios (Kao et al., 2018). En el actual estudio, ninguna de las variables sociodemográficas de los padres analizadas se asoció con los resultados del CHEXI. Evidentemente, el contexto sociocultural afecta a las puntuaciones en el CHEXI, por lo que las comparaciones a menos que sean en el ámbito de un estudio transcultural no son pertinentes.

Como limitaciones más importantes del estudio destacamos en primer lugar que sólo se obtuvieron respuestas de los padres para el CHEXI, por lo que no se puede confirmar que la estructura factorial encontrada en esta muestra se mantendría para diferentes encuestados, por ejemplo, docentes. En segundo lugar, aunque un grupo diverso de niños de Andalucía fueron muestreados, los hallazgos de este estudio en relación con las diferencias por sexos no son representativos de España en su conjunto y las puntuaciones obtenidas deben tenerse en cuenta como valores descriptivos más que normativos. Finalmente, la muestra es pequeña para el tipo de análisis que se realiza, sería preciso nuevos estudios en muestras más grandes que superaran esta limitación.

A modo de conclusión podemos, indicar que los análisis realizados en el presente estudio arrojan propiedades psicométricas adecuadas de la versión inicial española del CHEXI adaptado a la población preescolar escolar con desarrollo típico. A su vez, se ha conseguido confirmar una estructura factorial de dos factores consistente con estudios previos. En líneas generales, y de acuerdo con Thorell y Catale (2014), el CHEXI presenta adecuadas propiedades psicométricas y puede considerarse un valioso instrumento para identificar a los niños en riesgo de déficit de funcionamiento ejecutivo. Por tanto, este instrumento puede ser válido para ser utilizado en los centros educativos a la hora de identificar las FEs de los niños de 3 a 6 años, sirviendo de base a los docentes para analizar el desarrollo de los procesos cognitivos a estas edades.

Referencias

- Ackerman, D. J., & Friedman-Krauss, A. H. (2017). Preschoolers' executive function: Importance, contributors, research needs and assessment options. *ETS Research Report Series*, 2017(1), 1-24.
<https://doi.org/10.1002/ets2.12148>

- Amukune, S., & Józsa, K. (2021). The Childhood Executive Functioning Inventory (CHEXI): Psychometric properties and association with academic achievement in Kenyan first graders. *Journal of Psychological and Educational Research, 29*(1), 154-176.
- Arslan Çiftçi, H., Uyanık, G., & Acar, İ. (2020). Çocukluk Dönemi Yürütücü İşlevler Envanteri Türkçe Formunun 48-72 aylık çocuklar için geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Journal of Early Childhood Studies, 4*(3), 762-787. <http://dx.doi.org/10.24130/eccd-jecs.1967202043260>
- Barkley, R. A. (1997). *ADHD and the nature of self-control*. Guilford Press.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS Structural Equations Program Manual*. Multivariate Software, Inc.
- Blair, C., Zelazo, P. D., & Greenberg, M. T. (Eds.). (2016). *Measurement of executive function in early childhood: A special issue of developmental neuropsychology*. Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9780203764244>
- Camerota, M., Willoughby, M. T., Kuhn, L. J., & Blair, C. B. (2018). The Childhood Executive Functioning Inventory (CHEXI): Factor structure, measurement invariance, and correlates in US preschoolers. *Child Neuropsychology, 24*(3), 322-337. <https://doi.org/10.1080/09297049.2016.1247795>
- Carlson, S. M. (2005). Developmentally sensitive measures of executive function in preschool children. *Developmental Neuropsychology, 28*(2), 595-616. https://doi.org/10.1207/s15326942dn2802_3
- Catale, C., Lejeune, C., Merbah, S., & Meulemans, T. (2013). French adaptation of the Childhood Executive Functioning Inventory (CHEXI): Confirmatory factor analysis in a sample of young French-speaking Belgian children. *European Journal of Psychological Assessment, 29*(2), 149-155. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000141>
- Catale, C., Meulemans, T., & Thorell, L. B. (2015). The Childhood Executive Function Inventory: Confirmatory factor analyses and cross-cultural clinical validity in a sample of 8- to 11-year-old children. *Journal of Attention Disorders, 19*(6), 489-495. <https://doi.org/10.1177/108705471247091>
- Chen, F. F., West, S. G., & Sousa, K. H. (2006). A comparison of bifactor and second-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research, 41*(2), 189-225. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4102_5
- Diamond, A. (2006). The early development of executive functions. In E. Bialystok & F. I. M. Craik (Eds.), *Lifespan cognition: Mechanisms of change* (pp. 70-95). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195169539.003.0006>
- Dias, N. M., Trevisan, B. T., León, C. B. R., Prust, A. P., & Seabra, A. G. (2017). Can executive functions predict behavior in preschool children? *Psychology & Neuroscience, 10*(4), 383. <https://doi.org/10.1037/pne0000104>
- Duncan J., Emslie H., Williams P., Johnson R., & Freer C. (1996). Intelligence and the frontal lobe: The organization of goal-directed behavior. *Cognitive Psychology, 30*, 257-303. <http://dx.doi.org/10.1006/cogp.1996.0008>
- Fernández, T. G., Castro, P. G., Areces, D., Cueli, M., & Pérez, C. R. (2014). Funciones ejecutivas en niños y adolescentes: Implicaciones del tipo de medidas de evaluación empleadas para su validez en contextos clínicos y educativos. *Papeles del Psicólogo, 35*(3), 215-223.
- García, T., Álvarez-García, D., Areces, D., Seguro, L., González-Castro, P., & Rodríguez, C. (2018). Características psicométricas de la Escala de Funcionamiento Ejecutivo para Familias (EFE-F). *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 2*(47), 71-82.
- Garon, N., Bryson, S. E., & Smith, I. M. (2008). Executive function in preschoolers: A review using an integrative framework. *Psychological Bulletin, 134*(1), 31-60. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.1.31>
- Giménez, A., López-Zamora, M., Vila, O., Sánchez, A., & Thorell, L. B. (2022). Validation of the Spanish version of the Childhood Executive Functioning Inventory (CHEXI) in 4-5 year-old children. *Anales de Psicología, 38*(1), 101-109. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.453171>
- Gioia, G. A., Andrus, K., & Isquith, P. K. (1996). *Behavior Rating Inventory of Executive*

- Function-Preschool version (BRIEF-P)*. Psychological Assessment Resources.
- Gioia, G. A., Isquith, P. K., Guy, S. C., & Kenworthy, L. (2000). Test review behavior rating inventory of executive function. *Child Neuropsychology*, 6(3), 235-238. <https://doi.org/10.1177/0829573518797762>
- Golshan, F., Soltani, A., & Afarinesh, M. R. (2019). The study of executive function domains in children with high-functioning autism. *Learning and Motivation*, 67, 101578. <https://doi.org/10.1016/j.lmot.2019.101578>
- González Osornio, M. G., & Ostrosky, F. (2012). Estructura de las funciones ejecutivas en la edad preescolar. *Acta de Investigación Psicológica*, 2(1), 509-520.
- Gutierrez, M., Arán Filippetti, V., & Lemos, V. (2021). The childhood executive functioning inventory (CHEXI) parent and teacher form: Factor structure and cognitive correlates in Spanish-speaking children from Argentina. *Developmental Neuropsychology*, 46(2), 136-148. <https://doi.org/10.1080/87565641.2021.1878175>
- Hendry, A., & Holmboe, K. (2021). Development and validation of the Early Executive Functions Questionnaire: A carer-administered measure of Executive Functions suitable for 9- to 30-month-olds. *Infancy*, 26(6), 932-961. <https://doi.org/10.1111/infa.12431>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Isquith, P. K., Crawford, J. S., Espy, K. A., & Gioia, G. A. (2005). Assessment of executive function in preschool-aged children. *Mental Retardation and Developmental Disabilities Research Reviews*, 11(3), 209-215. <https://doi.org/10.1002/mrdd.20075>
- Isquith, P. K., Roth, R. M., & Gioia, G. (2013). Contribution of rating scales to the assessment of executive functions. *Applied Neuropsychology: Child*, 2(2), 125-132. <https://doi.org/10.1080/21622965.2013.748389>
- Kao, K., Nayak, S., Doan, S. N., & Tarullo, A. R. (2018). Relations between parent EF and child EF: The role of socioeconomic status and parenting on executive functioning in early childhood. *Translational Issues in Psychological Science*, 4(2), 122. <https://doi.org/10.1037/tps0000154>
- Korucu, I., Litkowski, E., Purpura, D. J., & Schmitt, S. A. (2020). Parental executive function as a predictor of parenting practices and children's executive function. *Infant and Child Development*, 29(1), e2152. <https://doi.org/10.1002/icd.2152>
- Latorre-Román, Llorisogallar, Salas-Sánchez, & García-Pinillos. (2019). Asociación entre función ejecutiva, madurez intelectual y condición física en niños preescolares. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y del Deporte*, 20(79), 471-485. <https://doi.org/10.15366/rimcafd2020.79.006>
- Lerner, M. D., & Lonigan, C. J. (2014). Executive function among preschool children: Unitary versus distinct abilities. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 36(4), 626-639. <https://doi.org/10.1007/s10862-014-9424-3>
- Lehto, J., Juujärvi, P., Kooistra, L., & Pulkkinen, L. (2003). Dimensions of executive functioning: Evidence from children. *British Journal of Developmental Psychology*, 21, 59-80. <https://doi.org/10.1348/026151003321164627>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Mileva-Seitz, V. R., Ghassabian, A., Bakermans-Kranenburg, M. J., van den Brink, J. D., Linting, M., Jaddoe, V. W. V, Hofman, A., Verhulst, F. C., Tiemeier, H., & Van IJzendoorn, M. H. (2015). Are boys more sensitive to sensitivity? Parenting and executive function in preschoolers. *Journal of Experimental Child Psychology*, 130, 193-208. <https://doi.org/10.1016/j.jecp.2014.08.008>
- Molina, A. G., Ustároz, J. T., & Rovira, T. R. (2007). Validez ecológica en la exploración de las funciones ejecutivas. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 23(2), 289-299.
- Monette, S., Bigras, M., & Lafrenière, M.-A. (2015). Structure of executive functions in

- typically developing kindergarteners. *Journal of Experimental Child Psychology*, 140, 120-139.
<https://doi.org/10.1016/j.jecp.2015.07.005>
- Musso, M. (2009). Evaluación de funciones ejecutivas en niños: Análisis y adaptación de pruebas en un contexto escolar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 1(27), 157-178.
- Niemand, T., & Mai, R. (2018). Flexible cutoff values for fit indices in the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 46(6), 1148-1172.
<https://doi.org/10.1007/s11747-018-0602-9>
- Nilsen, E. S., Huyder, V., McAuley, T., & Liebermann, D. (2017). Ratings of Everyday Executive Functioning (REEF): A parent-report measure of preschoolers' executive functioning skills. *Psychological Assessment*, 29(1), 50. <https://doi.org/10.1037/pas0000308>
- Ramos-Galarza, C., Jadán-Guerrero, J., & Gómez-García, A. (2018). Relación entre el rendimiento académico y el autorreporte del funcionamiento ejecutivo de adolescentes ecuatorianos. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 36(2), 405-417.
<https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.5481>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129-140.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2012.7254>
- Rodriguez, A., Reise, S., & Haviland, M. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150.
<https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Romero-Lopez, M., Benavides-Nieto, A., Villena, M., & Quesada-Conde, A. (2016). Diferencias de género en las funciones ejecutivas en el tercer curso de educación infantil. En J. Castejón (Presidencia), *Psicología y educación: Presente y futuro* (pp. 844-851). Asociación Científica de Psicología y Educación.
- St Clair-Thompson, H. L., & Gathercole, S. E. (2006). Executive functions and achievements in school: Shifting, updating, inhibition, and working memory. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 59(4), 745-759.
<https://doi.org/10.1080/17470210500162854>
- Thorell, L. B., & Catale, C. (2014). The assessment of executive functioning using the Childhood Executive Functioning Inventory (CHEXI). In S. Goldstein & J. A. Naglieri (Eds.), *Handbook of executive functioning* (pp. 359-366). Springer Science + Business Media.
https://doi.org/10.1007/978-1-4614-8106-5_20
- Thorell, L. B., & Nyberg, L. (2008). The Childhood Executive Functioning Inventory (CHEXI): A new rating instrument for parents and teachers. *Developmental Neuropsychology*, 33(4), 536-552.
<https://doi.org/10.1080/87565640802101516>
- Thorell, L. B., Veleiro, A., Siu, A. F. Y., & Mohammadi, H. (2013). Examining the relation between ratings of executive functioning and academic achievement: Findings from a cross-cultural study. *Child Neuropsychology*, 19(6), 630-638.
<https://doi.org/10.1080/09297049.2012.727792>
- Tonietti, B., Martins, N., de Almeida, A., & Gotuzo, A. (2017). Childhood Executive Functioning Inventory: Adaptação e propriedades psicométricas da versão brasileira. *Psico-USF*, 22, 63-74.
<http://dx.doi.org/10.1590/1413-82712017220106>
- Trevisan, B. T., Dias, N. M., Berberian, A. de A., & Seabra, A. G. (2017). Childhood executive functioning inventory: Adaptação e propriedades psicométricas da versão Brasileira. *Psico-USF*, 22, 63-74.
- Vugs, B., Hendriks, M., Cuperus, J., & Verhoeven, L. (2014). Working memory performance and executive function behaviors in young children with SLI. *Research in Developmental Disabilities*, 35(1), 62-74.
<https://doi.org/10.1016/j.ridd.2013.10.022>
- Wiebe, S. A., Espy, K. A., & Charak, D. (2008). Using confirmatory factor analysis to understand executive control in preschool children: I. Latent structure. *Developmental Psychology*, 44(2), 575.
<https://doi.org/10.1037/0012-1649.44.2.575>

Zelazo, P. D., & Carlson, S. M. (2012). Hot and cool executive function in childhood and adolescence: Development and plasticity. *Child Development Perspectives*, 6(4), 354-360.