

# Validación y adaptación española de la escala Shell de evaluación del inicio de la escritura en 4 y 5 años

M<sup>a</sup> Dolores Gil-Llario<sup>1</sup>, Roberta Ceccato<sup>1</sup>, & M<sup>a</sup> Isabel Marí-Sanmillán<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Universitat de València, España

<sup>2</sup>Universidad CEU Cardenal Herrera de Valencia, España

## Resumen

En literatura existen muy pocos estudios que analicen las habilidades que están a la base del desarrollo de la escritura. Así mismo, pocas escalas evalúan dichas habilidades escritoras en sus primeras etapas. Entre ellas, la escala SHELL (School-Home Early Language and Literacy assessment) destaca por su aplicación temprana; sin embargo, esta prueba carece de una validación fiable y robusta en España. El objetivo de este trabajo es proponer un análisis factorial y validar las subescalas que se relacionan con la evaluación del inicio de la escritura de la prueba SHELL. El instrumento se aplicó a 442 niños (219 niños de 4 años y a 223 niños de 5 años) quienes cursaban respectivamente 2º y 3º de Educación Infantil en Valencia y Castellón, España. Tras el análisis de la distribución muestral y haber determinado su idoneidad, el análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio permitieron destacar una estructura factorial compuesta por dos factores: un primer factor en el que saturan los componentes de "letras" y "lectura" de las palabras presentadas y un segundo factor donde sólo encontramos el componente de "ordenación de letras". El análisis de fiabilidad de la escala destaca índices satisfactorios en ambos factores. Esto nos permite afirmar no solamente que la escala tiene una buena consistencia interna, sino también que es un test fiable y robusto para la evaluación del inicio del aprendizaje de la escritura.

*Palabras clave:* escritura; aprendizaje; infantil; validación; SHELL.

## Abstract

*Validation and Spanish adaptation of the Shell scale to evaluate emergent writing skills for children aged 4 and 5.* In literature there are very few works that analyze the skills that are the basis of the development of writing. Likewise, very few scales assess such as early writing skills at very early ages. Of them, the SHELL (School-Home Early Language and Literacy assessment) stands out for its early application. However, this test lacks of a robust validation in Spain. The objective of this work was to propose a factorial analysis and to validate the subscales related to the evaluation of the emerging writing skills using the SHELL test. The instrument was applied to 442 children (219 aged 4 and 223 aged 5), who were respectively in the 2nd and 3rd year of kindergarten. After analyzing the sample distribution and having determined its suitability, the EFC and CFA developed allowed to emphasize a factorial structure of the test of two factors: a first factor in which saturate the components of "letters" and "reading" of the presented words, and a second factor in which we only find the "ordering" variable of administered stimulus words. The analysis of the reliability of the scale highlighted satisfactory indices in both factors. This allows us to affirm not only that the scale presents a good internal consistency, but also that it is a reliable and robust test for the evaluation of the emerging writing learning.

*Keywords:* writing; learning; kindergarten; validation; SHELL.

En los últimos años la literatura se ha centrado en el análisis y la detección de las habilidades específicas y de aparición temprana fundamentales en el desarrollo del aprendizaje de la lectoescritura. En este sentido, ha sido posible identificar la capacidad de reconocer las letras del alfabeto en preescolar, su conversión de grafema a fonema y la capacidad de nombrarlas como fuertes predictores del aprendizaje de la lectura (Hooper, Roberts, Nelson, Zeisel, & Fannin, 2010; Lyytinen, Aro,

Eklund, Erskine, & Guttorm, 2004). Este conocimiento "pragmático" y aplicado de las letras en los primeros años de iniciación a la lectoescritura se ha relacionado con un exitoso desarrollo del aprendizaje de la misma, más que aspectos más teóricos como el componente metalingüístico de la lectura o la capacidad de listar sus funciones principales (Hooper et al., 2010; Shanahan, 2006). Así mismo, Schatschneider, Fletcher, Francis, Carlson y Foorman (2004) subrayan que el conoci-

Correspondencia:

Roberta Ceccato.

Dpto. Psicología Evolutiva y de la Educación. Universitat de València. Estudi General.

Avda. Blasco Ibáñez, 21, 46021, Valencia, España.

E.mail: roberta.ceccato@uv.es

miento de las letras, la capacidad de distinguir los diferentes fonemas que componen una palabra y la habilidad para discernir entre el final de una palabra y el comienzo de la siguiente en el primer año de Educación Infantil son aspectos que se relacionan directamente y de manera muy estrecha con las habilidades de lectura y escritura presentadas en el último año de preescolar y, sobre todo, en el primer año de Educación Primaria. Así pues, junto con los estudios clásicos de Edison (2010), Georgiou, Parrila y Kirby (2008) y Yopp (2000) que subrayan la importancia de la conciencia fonológica, la conciencia ortográfica y la velocidad de nombramiento, muchas son las investigaciones que centran su atención en la detección de las habilidades tempranas fundamentales y necesarias en el aprendizaje de la lectura.

Sin embargo, son pocos los estudios centrados en la detección de los predictores del aprendizaje de la *escritura*. Aun así, gracias a la fuerte relación existente entre lectura y escritura, cabe esperar que muchas de las variables detectadas como fundamentales en el aprendizaje de la lectura, lo sean también para la escritura (Shanahan, 2006). Coker (2006) y Molfese, Beswick, Molnar y Jacobi-Vessels (2006) analizan en sus estudios la importancia del conocimiento del nombre de las letras y de la capacidad de deletrear palabras en el aprendizaje de la escritura, subrayando que su adquisición y dominio en 3-4 años se relaciona positivamente con una más tardía capacidad de escribir el propio nombre, letras y números bajo dictado. Así mismo, Sulzby, Barnhart y Hieshima (2001) destacan la importancia de unas primeras formas de dibujos, de la capacidad de deletrear palabras inventadas y del conocimiento del nombre de las letras en el desarrollo de las primeras habilidades de escritura en niños de 4-5 años.

Esta misma carencia de atención para el aprendizaje de la escritura se refleja en una falta de pruebas que evalúen en edades muy tempranas las habilidades que están en la base del desarrollo de la misma. Efectivamente muy pocas son las escalas que centran su enfoque en la evaluación y valoración de las habilidades de escritura emergentes. Entre ellas, destaca la prueba SHELL (School-Home Early Language and Literacy assessment; Snow, Tabors, Nicholson, & Kurland, 1995) que, a pesar de tener como objetivo principal la evaluación del principio de la lectoescritura en general, se compone de algunas subpruebas que evalúan de forma directa habilidades que la literatura ha demostrado que están en la base del aprendizaje de la escritura. Entre ellas, la subescala de "writing concepts" en la que se pide al niño que elija entre unas letras magnéticas, las que hacen falta para escribir su nombre y una serie establecida de palabras. Esta prueba carece de una validación robusta y su versión española (Ceccato, Gil-Llario, & Marí-Sanmillán, 2014) necesita una mayor base estadística que demuestre su fiabilidad. En su primera propuesta, efectivamente, la adaptación al contexto español se quedó en un análisis factorial exploratorio cuyos resultados necesitan una mayor fundamentación estadística.

Así pues, el objetivo de este trabajo fue validar en el contexto español las subescalas que evalúan el inicio de la escritura de la prueba SHELL (Ceccato et al., 2014; Snow, 1995) en una muestra de niños entre 4 y 5 años.

## Método

### Participantes

En el estudio participaron un total de 219 niños de 4 años y 223 niños de 5 años. De los 219 niños de 4 años, 110 eran chicos (50.4%) y 109 eran chicas (49.6%) y cursaban 2º de Educación Infantil. De los 223 alumnos de 5 años, 112 eran niños (50.4%) y 111 eran niñas (49.6%) y cursaban 3º de Educación Infantil. Todos los alumnos lleva-

ban en los diferentes centros evaluados desde los 3 años. Las familias de los alumnos tenían un nivel socioeconómico y cultural medio y eran bilingües (hablan valenciano y castellano).

Dada la finalidad de explorar y confirmar la estructura factorial de la prueba se procedió en primer lugar a dividir aleatoriamente los participantes de 4 años en dos submuestras. La primera submuestra estuvo formada por 100 sujetos (49% niñas y 51% niños) y se utilizó para la realización del Análisis Factorial Exploratorio (AFE). La segunda submuestra compuesta por 119 participantes (50.4% niños y 49.6% niñas) se utilizó para realizar el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). El mismo procedimiento fue aplicado con los participantes de 5 años, obteniendo dos submuestras: una de 100 sujetos (50% eran niñas) para la realización del AFE y otra compuesta por 123 participantes (49.6% eran niñas) para la realización del AFC.

### Instrumento

El instrumento que se aplicó a todos los alumnos tras el consentimiento de los padres fue una versión aplicada al contexto español de las subpruebas relacionadas con el inicio de la escritura de la escala SHELL (Ceccato et al., 2014). Dichas pruebas consisten en presentarle al niño una serie de letras (en nuestro caso utilizamos unas letras de plástico de colores de tamaño 5cm x 3cm, para que fueran más atractivas para los niños) entre las cuales tiene que elegir las necesarias para formar unas palabras-objetivo que varían en función de la edad. Dichas palabras se eligieron con unos criterios de familiaridad para los niños y de progresivo incremento de la dificultad, por lo que en 4 años las palabras-estímulo seleccionadas fueron 2 palabras monosílabas ("mar" y "sol"), 1 bisílabo ("pito") y 1 trisílabo ("pelota"), siendo las últimas 2 ambas directas. En 5 años las palabras escogidas fueron 3 palabras bisílabas ("sofá", "indio" y "prado") y 3 palabras trisílabas ("música", "espejo" e "iglesia"). Tanto las palabras como el conjunto de letras que se presentan al niño han sido elegidas tras un análisis exhaustivo de los diferentes programas existentes de iniciación a la lectoescritura y de los programas ministeriales que indican cuáles son las primeras letras que los niños aprenden y las palabras más frecuentes a las que se ven expuestos (Carreño, Cano, González, & Crespo, 2001; Martínez, Sahuquillo, & García, 1983; Paláu & Osogoro, 2002). Para la puntuación se tuvieron en cuenta el número de letras escogidas correctamente, la direccionalidad de escritura de la palabra y la lectura de la misma. Por lo que se asignó un punto por cada letra correcta, otro si la orientación de escritura de la palabra era de izquierda a derecha y un último punto adicional si la lectura de la palabra resultaba correcta.

### Procedimiento

Tras obtener los permisos oportunos de la dirección de los centros participantes para realizar la aplicación de las pruebas (un centro de la provincia de Valencia y otro de la provincia de Castellón), se pidió a cada colegio que enviara a los padres una carta redactada por el responsable de la investigación en la que se explicaba brevemente la investigación y desde el gabinete psicopedagógico se les solicitaba el consentimiento firmado para que participaran sus hijos. Tras la presentación de la evaluadora a los niños y unos primeros encuentros de familiarización, se administró el instrumento del estudio en sesiones individuales de una duración aproximada de 15/20 minutos cada una, que tenían lugar en unas aulas que el centro puso a disposición de la investigación.

## Análisis de datos

Para evaluar las propiedades psicométricas del instrumento se llevaron a cabo los siguientes análisis: análisis estadístico de los ítems (media, desviación típica, asimetría y curtosis) tanto en la muestra total de 4 como en la de 5 años; prueba de Kaiser-Meyer-Olkin y prueba de esfericidad de Bartlett para determinar la idoneidad de las submuestras para la realización de un Análisis factorial exploratorio (AFE) ya que presentan una distribución no-normal; análisis factorial exploratorio (AFE) con rotación oblimin directo para analizar la varianza que comparten los diferentes ítems que componen la prueba en la submuestra 1 tanto en los niños de 4 años como en los de 5; análisis factorial confirmatorio (AFC) en la submuestra 2 de los niños de 4 y 5 años mediante modelos de ecuaciones estructurales.

Los índices de bondad empleados fueron: el índice absoluto Chi-cuadrado de Satorra-Bentler (a causa de la ausencia de normalidad de las muestras) y su ratio con los grados de libertad (*gl*), el índice de parsimonia RMSEA (Root Mean Square of Error Aproximation) (< .05 buen ajuste, entre .05 y .08 aceptable, > .08 mediocre; Browne & Cudeck, 1993) y el índice comparativo CFI (Comparative Fit Index; Bentler, 1990) (.90 - .95 aceptable, > .95 bueno; Hu & Bentler, 1999). Por último se calculó la fiabilidad compuesta IFC (Fornell & Larcker, 1981), la varianza extraída promedio AVE (Fornell & Larcker, 1981) y  $\alpha$  de Cronbach (1951) para cada factor confirmado a través del AFC. Todos los análisis estadísticos fueron realizados con el programa IBM SPSS Statistics versión 21 y EQS versión 6.2.

## Resultados

Tabla 1. Propiedades métricas de los ítems que componen la SHELL en 4 años

	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis
MAR letras	2.2	.21	-.54	-1.26
MAR ordenación	.40	.03	-.48	-2.44
MAR lectura	.40	.04	-.21	-1.67
SOL letras	2.2	.34	.46	-1.46
SOL ordenación	.40	.02	.34	-2.47
SOL lectura	.40	.03	.16	-2.15
PITO letras	3.6	.42	.34	1.35
PITO ordenación	.60	.05	.26	2.45
PITO lectura	.40	.01	.46	1.78
PELOTA letras	5.6	.46	-.13	2.14
PELOTA ordenación	.40	.02	-.24	1.36
PELOTA lectura	.60	.03	-.27	2.75

*M* = Media; *DT* = Desviación típica.

En primer lugar se llevó a cabo un análisis estadístico de los ítems que componen la prueba en ambas muestras. Como muestran las Tablas 1 y 2, las puntuaciones medias obtenidas en los diferentes ítems de la SHELL por los niños de 4 años oscilan entre .40 y 5.6, mientras que en 5 años suben levemente ubicándose entre .40 y .60. Además, es posible notar que el grupo de participantes de 4 años presenta una distribución muestral asimétricamente positiva, exceptuando los 3 componentes (letras, ordenación y lectura) de las palabras “mar” y “pelota”. Así mismo, en la muestra de niños de 5 años, muestran una asimetría negativa las palabras “sofá”, “prado” y “música”, mientras que las palabras “indio”, “espejo” e “iglesia” presentan una asimetría positiva. Finalmente, en la muestra de 4 años las palabras “mar” y “sol” muestran una distribución platicúrtica, mientras que la distribución

de las restantes es leptocúrtica. En el grupo de participantes de 5 años muestran una distribución platicúrtica solamente las palabras “sofá”, “prado” e “iglesia”.

Tabla 2. Propiedades métricas de los ítems que componen la SHELL en 5 años

	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis
SOFÁ letras	3.8	.51	-.15	-1.48
SOFÁ ordenación	.8	.03	-.24	-2.14
SOFÁ lectura	1	.02	-.34	-1.34
INDIO letras	4.4	.24	.24	3.21
INDIO ordenación	.6	.03	.36	1.26
INDIO lectura	1	.01	.54	2.43
PRADO letras	4.6	.37	-.67	-3.42
PRADO ordenación	.6	.02	-.36	-2.75
PRADO lectura	1	.03	-.27	-1.35
MÚSICA letras	5.2	.51	-.78	1.34
MÚSICA ordenación	.4	.03	-.49	2.13
MÚSICA lectura	1	.02	-.73	2.48
ESPEJO letras	5.2	.41	.28	3.22
ESPEJO ordenación	.6	.04	.64	2.59
ESPEJO lectura	1	.02	.26	1.54
IGLESIA letras	6	.53	.13	-3.45
IGLESIA ordenación	.8	.07	.24	-2.64
IGLESIA lectura	1	.01	.31	-2.64

*M* = Media; *DT* = Desviación típica.

A continuación, tras aplicar la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin y de la prueba de esfericidad de Bartlett cuyos resultados fueron satisfactorios determinando la idoneidad de las muestras (4 años:  $KMO = .66$  y  $\chi^2_{(21)} = 138.31$ ,  $p < .001$ ; 5 años:  $KMO = .69$  y  $\chi^2_{(21)} = 231.75$ ,  $p < .001$ ), se procedió a realizar un análisis factorial exploratorio en la primera submuestra tanto de los niños de 4 años, como de los de 5. Para determinar la estructura factorial del instrumento, se realizó un AFE con rotación oblimin directo para analizar la varianza que comparten los diferentes ítems que componen la prueba.

Como se muestra en la Tabla 3, en la submuestra 1 de los participantes de 4 años ( $n = 100$ ), se obtuvo un modelo de dos factores capaz de explicar el 71.38% de la varianza total. El primer factor incluye los componentes de letras y lectura de cada palabra administrada a los niños y explica el 34.22% de la varianza, mientras que en el factor 2 carga el componente de ordenación de las letras de cada palabra y explica el 37.16% de la varianza.

Tabla 3. Matriz de configuración del AFE en los niños de 4 años

	Factor 1	Factor 2
MAR letras	.86	.24
MAR ordenación	.12	.96
MAR lectura	.71	.08
SOL letras	.91	.07
SOL ordenación	.07	.70
SOL lectura	.91	.67
PITO letras	.88	.35
PITO ordenación	.34	.92
PITO lectura	.86	.43
PELOTA letras	.95	.10
PELOTA ordenación	.24	.87
PELOTA lectura	.94	.24
% Varianza explicada	34.22	37.16

Este mismo tipo de configuración se replicó en los niños de 5 años ( $n = 100$ ) de la submuestra 1, por lo que también se destacaron dos factores: un primer factor en el que cargan los componentes de letras y lectura de las palabras administradas a los niños y que explica el 34.19% de la varianza y un segundo factor en el que sólo carga el componente de ordenación y que explica el 39.24% de la varianza. El modelo en el grupo de participantes de 5 años explica en su totalidad el 73.43% de la varianza (Tabla 4).

Tabla 4. Matriz de configuración del AFE en los niños de 5 años

	Factor 1	Factor 2
SOFÁ letras	.84	.21
SOFÁ ordenación	.34	.98
SOFÁ lectura	.75	.31
INDIO letras	.81	.27
INDIO ordenación	.16	.84
INDIO lectura	.94	.28
PRADO letras	.75	.19
PRADO ordenación	.27	.84
PRADO lectura	.81	.31
MÚSICA letras	.92	.16
MÚSICA ordenación	.24	.87
MÚSICA lectura	.72	.17
ESPEJO letras	.84	.31

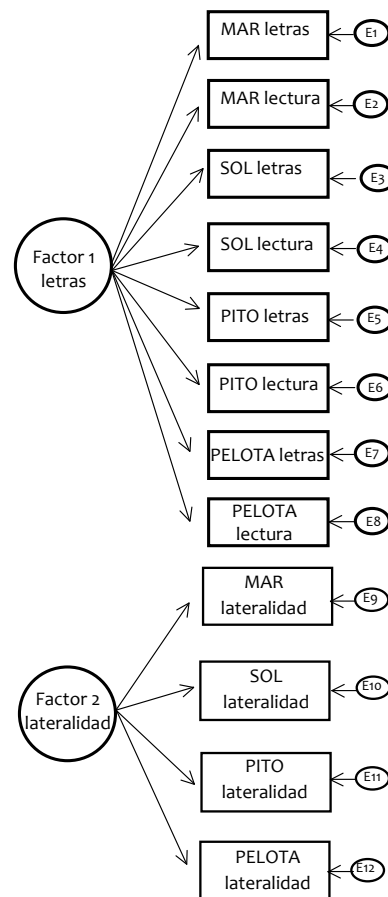
	Factor 1	Factor 2
ESPEJO ordenación	.28	.79
ESPEJO lectura	.97	.13
IGLESIA letras	.82	.24
IGLESIA ordenación	.23	.94
IGLESIA lectura	.71	.18
% Varianza explicada	34.19	39.24

Tabla 5. Índices de bondad de ajuste de los modelo de AFC para cada grupo de edad

Muestra	$\chi^2_{S-B}$	gl	$\chi^2_{S-B/gl}$	RMSEA	CFI
4 años	257.63	12	21.47	.07	.90
5 años	118.78	6	19.80	.06	.91

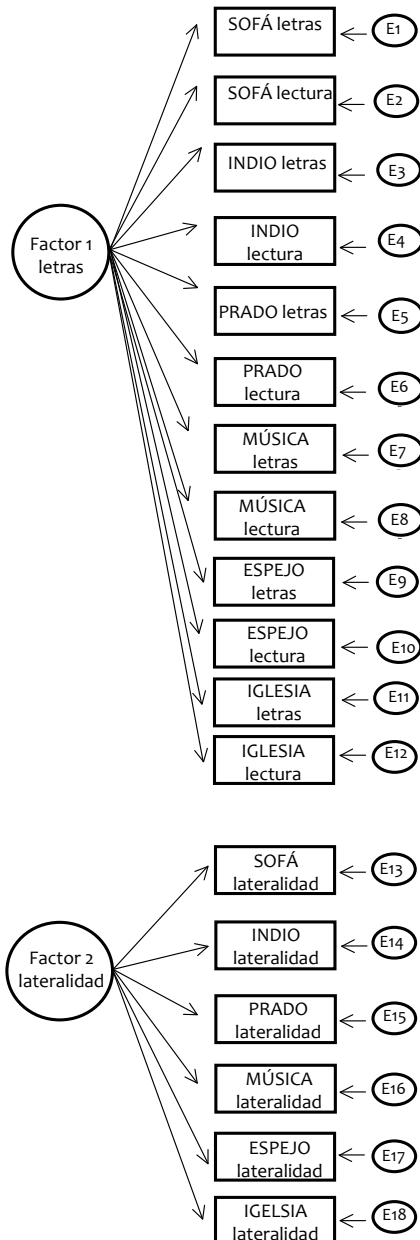
Con la finalidad de confirmar los modelos obtenidos en el análisis factorial exploratorio, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC). Como se indica en la Tabla 5, el modelo puesto a prueba con la submuestra 2 de los niños de 4 años ( $n = 119$ ) presenta un buen ajuste, ya que el índice absoluto Chi-cuadrado de Satorra-Bentler es 257.63 con 12 grados de libertad; el índice de parsimonia RMSEA es de .07 y el índice comparativo CFI corresponde a .90. La Figura 1 muestra el dibujo del modelo del AFC desarrollado con la submuestra 2 de los niños de 4 años. Los pesos estandarizados del modelo oscilaron entre .37 (SOL lectura) y .73 (PELOTA letras).

Figura 1. Diagrama del modelo de AFC en 4 años



El mismo procedimiento fue desarrollado con los niños de 5 años ( $n=123$ ) de la submuestra 2. Para ello se llevó a cabo un AFC para confirmar el modelo obtenido en el análisis exploratorio. Como muestra la Tabla 5, la chi cuadrado de Satorra-Bentler para este modelo es de 118.78 con 6 grados de libertad, por lo que su ratio es de 19.80. Así mismo los índices de bondad de ajuste se ubican en el rango de la aceptabilidad siendo el RMSEA de .06 ( $< .05$  buen ajuste, entre .05 y .08 aceptable,  $> .08$  mediocre; Browne y Cudeck, 1993) y el CFI de .91 (.90, .95 aceptable,  $> .95$  bueno; Hu & Bentler, 1999). En la Figura 2 se muestra el dibujo de este modelo; los pesos estandarizados oscilan entre .17 y .46.

Figura 2. Diagrama del modelo de AFC en 5 años



El siguiente objetivo consistió en averiguar la fiabilidad, la validez y la consistencia interna de la prueba. Para ello se realizó un análisis de la fiabilidad compuesta IFC (Fornell & Larcker, 1981), de la varianza extraída promedio AVE (Fornell & Larcker, 1981) y el  $\alpha$  de Cronbach (1951) para cada factor confirmado a través del AFC tanto de la muestra de niños de 4 años, como de la de 5.

Como podemos observar en la Tabla 6, el modelo obtenido en los participantes más pequeños presenta en ambos factores un alfa de Cronbach bueno, siguiendo la clasificación desarrollada por Nunnally y Bernstein (1994) según la cual valores superiores a .70 se consideran aceptables, y sin superar el umbral de .90 que, como refieren O'Rourke, Hatcher y Stepanski en su trabajo de 2005, indicaría la existencia de ítems redundantes en la escala. Así mismo, en ambos factores se obtuvo una varianza extraída promedio (AVE) satisfactoria, ya que se consideran aceptables todos los valores superiores a .5 (Fornell & Larcker, 1981). Con respecto al índice de fiabilidad compuesta IFC cuya interpretación es similar a la utilizada para el alfa de Cronbach, es posible afirmar que el factor 1 presenta un valor muy satisfactorio siendo de .81, mientras que el factor 2 se considera razonablemente bueno (.69). La Tabla 6 muestra los índices de fiabilidad y validez de la prueba encontrados en el modelo de AFC de los niños de 5 años. Se destacan unos índices por encima del límite de aceptabilidad, siendo el alfa de Cronbach de los dos factores respectivamente de .79 y .82, el AVE de .52 y .57 y, finalmente, el índice IFC de .68 y .72.

Tabla 6. Índices de fiabilidad

Muestra	Factores	IFC	AVE	$\alpha$ de Cronbach
4 años	1	.81	.71	.72
	2	.69	.54	.77
5 años	1	.68	.52	.79
	2	.72	.57	.82

*Índice de Fiabilidad Compuesta (IFC) > .70; Varianza Extraída Promedio (AVE) > .50.*

## Discusión

La literatura se ha centrado en el análisis y la detección de las habilidades específicas y de aparición temprana fundamentales en el desarrollo del aprendizaje de la lectoescritura identificando la capacidad de reconocer las letras del alfabeto en preescolar, su conversión de grafema a fonema y la capacidad de nombrarlas como fuertes predictores de un más tardío aprendizaje de la lectura (Hooper et al., 2010; Lyytinen et al., 2004). Sin embargo, pocos son los estudios que ponen el mismo énfasis en la detección de los predictores del aprendizaje de la escritura y esta misma carencia se refleja en una falta de pruebas que evalúen en edades muy tempranas las habilidades que están en la base del desarrollo de la misma. Así pues, este trabajo se ha centrado en el análisis factorial, la validación y la adaptación al contexto español de las subescalas relacionadas con la evaluación del inicio de la escritura de la prueba SHELL (School-Home Early Language and Literacy assessment; Snow et al., 1995; versión española de Ceccato et al., 2014).

En los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio desarrollados con la finalidad de averiguar qué componentes de la subprueba de inicio a la escritura comparten varianza, ha sido posible destacar una estructura de la prueba de dos factores: un primer factor en el que saturan los componentes de "letras" y "lectura" de las palabras presentadas a los niños, y un segundo factor en el que solamente encontramos la variable de "ordenación" de las palabras-estímulo administradas.

Estos resultados van en la línea de los obtenidos por otros autores como Shanahan (2006), Cocker (2006) y Molfese et al. (2006), quienes subrayan la importancia en el aprendizaje de la lectoescritura del conocimiento del nombre de las letras, de la capacidad de deletrear palabras y del conocimiento de la correspondencia entre

grafema y fonema. Estas competencias son evaluadas por los componentes del primer factor destacado en la estructura de la prueba SHELL propuesta. Efectivamente, pidiéndole al niño que elija entre un grupo de letras, las necesarias para formar unas palabras propuestas (componente “letras” de la prueba), estamos evaluando directamente su conocimiento de las letras mismas, mientras que cuando le pedimos que lea la palabra que ha escrito (componente “lectura”) evaluamos su competencia en la relación entre grafema y fonema característica de cada letra. Se trataría, pues, de un factor que evalúa variables que lectura y escritura tienen en común en la base de su aprendizaje.

Sin embargo, el segundo factor destacado en el que satura sólo el componente de “ordenación de las letras” de las palabras presentadas, parece relacionarse de forma más directa y unívoca con el desarrollo de la escritura. Se trata, efectivamente, de la evaluación directa de la direccionalidad de la escritura presentada por los niños, evaluando si el orden de ubicación de las letras es de izquierda a derecha, como exigen las lenguas occidentales. Se puede considerar, pues, un componente más relacionado con variables de desarrollo psicomotor de los niños y específico del aprendizaje de la escritura. Estos resultados van en la misma línea que los destacados en la primera propuesta de la versión adaptada al contexto español de la prueba (Ceccato et al., 2014).

Finalmente, el análisis de la fiabilidad de la escala ha permitido destacar que los diferentes factores presentan índices satisfactorios. A pesar de la existencia de algunas limitaciones cuales el tamaño reducido de la muestra y el bilingüismo de algunos de los participantes, esto permite afirmar no solamente que la escala tiene una buena consistencia interna, sino también que es posible considerar la adaptación española desarrollada como una prueba fiable y robusta para la evaluación del inicio del aprendizaje de la escritura.

## Conflicto de intereses

Los autores declaran que no tienen conflicto de intereses.

Artículo recibido: 01/10/2017

Aceptado: 05/04/2018

## Referencias

- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Browne, S., & Cudeck, W. (1993). Application of Structural Equation Modeling in Educational Research and Practice. *Psychological Bulletin*, 120, 4-31.
- Carreño, R., Cano, C., González, G., & Crespo, M. P. (2001). *A toda vela*. Madrid: Editorial Editora Social y Cultural, S.L.
- Ceccato, R., Gil-Llario, M. D., & Mari-Sanmillán, M. I. (2014). Validación en el contexto español de la subprueba de inicio de la escritura SHELL. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 1(1), 123-128.
- Coker, D. (2006). Impact of first-grade factors on the growth and outcomes of urban schoolchildren's primary-grade writing. *Journal of Educational Psychology*, 98, 471-488.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Edison, J. (2010). Predicting the future achievement of second graders with reading disabilities: Contributions of phonemic awareness, verbal memory, rapid naming, and IQ. *Annals of Dyslexia*, 48, 115-136.
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research* 18(1), 39-50.
- Georgiou, G. K., Parrila, R., & Kirby, C. (2008). Rapid naming speed and reading across languages that vary in orthographic consistency. *Reading and Writing*, 21, 885-903. doi:10.1007/s11145-007-9096-4
- Hooper, S. R., Roberts, J. E., Nelson, L., Zeisel, S., & Fannin, D. K. (2010). Preschool Predictors of Narrative Writing Skills in Elementary School Children. *School Psychology Quarterly*, 25(1), 1-12.
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Lyytinen, H., Aro, M., Eklund, K., Erskine, J., Guttorm, T. K., & Laakso, M. L. (2004). The development of children at familial risk for dyslexia: Birth to school age. *Annals of Dyslexia*, 54, 185-220.
- Martínez, P., Sahuquillo, M. I., & García, F. (1983). *Micho*. Madrid: Editorial Bruño.
- Molfese, V. J., Beswick, J., Molnar, A., & Jacobi-Vessels, J. (2006). Alphabetic skills in preschool: A preliminary study of letter naming and letter writing. *Developmental Neuropsychology*, 29, 5-19.
- Nunnally, J., & Bernstein, C. (1994). Tests and Measurements: assessment and predictions. *Psychological Science*, 16, 321-349.
- O'Rourke, N., Hatcher, L., & Stepanski, E.J. (2005). *A step by step approach to using SAS for Univariate and Multivariate statistics, Second Edition*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Paláu, A., & Osogoro, D. (2002). *Nuevo Paláu*. Madrid: Editorial Anaya.
- Schatschneider, C., Fletcher, J., Francis, D., Carlson, C., & Foorman, B. (2004). Kindergarten prediction of reading skills: A longitudinal comparative analysis. *Journal of Educational Psychology*, 96, 265-282.
- Shanahan, T. (2006). Relations among oral language, reading, and writing development. In C. A. MacArthur, S. Graham, & J. Fitzgerald (Eds.), *Handbook of writing research* (pp. 171-186). New York: Guilford Press.
- Snow, C. E., Tabors, P. O., Nicholson, P. A., & Kurland, B. F. (1995). SHELL: Oral language and early literacy skills in kindergarten and first-grade children. *Journal of Research in Childhood Education*, 10, 37-48.
- Sulzby, E., Barnhart, J., & Hieshima, J. (2001). Forms of writing and rereading from writing: A preliminary report. In J. Mason (Ed.), *Reading and writing connections* (pp. 31-63). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Yopp, K. (2000). Supporting phonemic awareness development in classrooms. *The Reading Teacher*, 54(2), 130-143.