

# Invarianza longitudinal del IPAE en escolares españoles de primer curso de primaria

## Longitudinal Invariance of IPAE in Spanish first-grade students

Juan E. Jiménez \*<sup>1</sup>, Eduardo García<sup>2</sup>

1 - Catedrático de Psicología Evolutiva y de la Educación, Universidad de La Laguna (España).

2 - Contratado Doctor, Universidad de La Laguna (España).

Introducción  
Metodología  
Resultados  
Discusión  
Referencias

Recibido: 15/11/2022 Revisado: 01/01/2023 Aceptado: 21/01/2023

### Resumen

Se realizó un estudio para analizar la estructura factorial y la invarianza longitudinal de medida de los Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Escritura (IPAE) como medición basada en el currículo en estudiantes españoles de 1º grado. El modelo propuesto es de un factor en el que las cinco tareas del IPAE (i.e., escritura de alógrafos, dictado de palabras con ortografía arbitraria, dictado de palabras con ortografía reglada, dictado de pseudopalabras y dictado de frases) sirven como indicadores observables para un solo factor subyacente (i.e., transcripción). El IPAE está compuesto de tres formas paralelas (i.e., A, B y C), y se administró en tres ocasiones diferentes a 231 estudiantes españoles de primer grado durante el año escolar (inicio, medio y fin). Se concluye que el IPAE presenta una adecuada validez de constructo y equivalencia de medida que permite evaluar la habilidad de transcripción en primer grado a lo largo del tiempo.

**Palabras clave:** *habilidades de transcripción, educación primaria, escritura, invarianza factorial longitudinal, medida basada en el currículo*

### Abstract

A study was conducted to analyze the factorial structure and longitudinal invariance of the Indicators of Basic Early Writing Skills (IPAE) as Curriculum-Based Measurement (CBM) in Spanish 1st grade students. The proposed model is a one-factor model in which the five IPAE tasks (i.e. allograph selection, dictation of words with arbitrary spelling, dictation of words with regulated spelling, dictation of pseudowords, and dictation of sentences) serve as observable indicators for a single underlying factor (i.e., transcription). The IPAE is composed of three parallel forms (i.e., A, B, and C), and it was administered at three different times to 231 Spanish first-grade students during the school year (beginning, middle, and end). It is concluded that the IPAE presents an adequate construct validity and measurement equivalence that allows the evaluation of first-grade transcription ability over time.

**Keywords:** *transcription skills, elementary grades, writing, longitudinal measurement invariance, curriculum-based measurement*

\*Correspondencia a: Juan E. Jiménez. Facultad de Psicología y Logopedia, Campus de Guajara, S/N 38200, La Laguna, Islas Canarias. E-mail: [ejimenez@ull.es](mailto:ejimenez@ull.es)  
Teléfono: +34 922 317545. E-mail: [egarciam@ull.edu.es](mailto:egarciam@ull.edu.es) Teléfono: +34 922 319672

**Nota de autores:** Este trabajo ha sido posible gracias a la financiación del Plan Nacional I + D + i del Ministerio de Economía y Competitividad, con ref. EDU2012-35098, siendo el IP el primer autor.

**Cómo citar este artículo:** Jiménez, J. E., & García, E. (2023). Invarianza longitudinal del IPAE en escolares españoles de primer curso de primaria. *Revista Evaluar*, 23(1), 12-26. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

**Participaron en la edición de este artículo:** Melani Hajduczyk, Eugenia Barrionuevo, Juan Cruz Balverdi, Pablo Carpintero, Agustina Mangieri, Florencia Ruiz, Mónica Serppe, Jorge Bruera, Benjamín Casanova.

## Introducción

Aprender a escribir es un tema que preocupa a padres, docentes, estudiantes e investigadores. La escritura es una actividad esencial que permite a los estudiantes expresar sus conocimientos y pensamientos, y participar en la mayoría de las actividades académicas (Berninger, 1994). La transcripción puede ser especialmente importante para comenzar y desarrollar la escritura en los años de la escuela primaria (Berninger & Swanson, 1994).

Los modelos teóricos sobre escritura, como el *modelo simple de la escritura* (Juel, 1988; Juel et al., 1986) y el *modelo no tan simple de escritura* (Berninger & Winn, 2006), destacan el papel de las habilidades de transcripción (es decir, escritura a mano o mecanografía y ortografía) en el desarrollo de la producción temprana de textos escritos. Antes de producirse la generación y composición de textos, los escritores principiantes tienen que adquirir automaticidad en los procesos de escritura de orden inferior, como la recuperación de correspondencias fonema-grafema, movimientos motores controlados para conseguir que las letras sean legibles y la recuperación de representaciones ortográficas de palabras (Graham et al., 1997; Kim et al., 2011). Es evidente que la habilidad de la escritura cambia a medida que se desarrolla. La atención de los escritores jóvenes está focalizada en las etapas iniciales de la formación de letras individuales y deletreo de palabras, para pasar luego a la construcción de frases, oraciones y párrafos. A medida que se desarrolla su competencia escritora, los textos se vuelven cada vez más complejos, pasando de combinaciones aleatorias de palabras a narraciones extensas y textos organizados (Berninger et al., 1995; Berninger et al., 2006; Longcamp et al., 2005).

## Habilidades de transcripción

La transcripción es un proceso cognitivo básico en la escritura que permite al escritor traducir el lenguaje interno en símbolos escritos externos para expresar ideas a través del lenguaje escrito, usando lápiz, bolígrafo o teclado (Berninger et al., 2002). La habilidad de transcripción puede ser especialmente importante para comenzar y desarrollar la escritura en los años de la escuela primaria. Por lo tanto, el modelo de *visión simple de la escritura* predice que si los niños son lentos o imprecisos en la transcripción, por ejemplo, escritura a mano o mecanografía lenta y mala ortografía, entonces la calidad de sus composiciones escritas será pobre, ya que todos sus recursos cognitivos de atención y memoria son utilizados para conseguir realizar el trazo y convertir los fonemas en grafemas. Numerosos estudios han examinado la relación entre las habilidades de transcripción (por ejemplo, escritura a mano y ortografía) y la composición escrita (por ejemplo, calidad o fluidez de la composición) (ver Graham et al., 1997). Se ha demostrado que la habilidad de transcripción predice la fluidez de la escritura y la calidad de la composición en escritores jóvenes (Abbott et al., 2010; Berninger et al., 2009; Graham et al., 1997; Juel, 1988; Juel et al., 1986). Una posible interpretación es que, normalmente, conseguir que los escritores sean más fluidos o precisos en las habilidades de transcripción les permite disponer de más recursos cognitivos que se pueden utilizar en la elaboración del discurso. Así, por ejemplo, Puranik y Al Otaiba (2012), después de estudiar la influencia de las habilidades de transcripción sobre la generación de texto, concluyeron que “la escritura de los escritores jóvenes emergentes depende de su capacidad para formar y escribir letras con fluidez y deletrear palabras” (p. 1533).

En los niños de habla inglesa, se ha demostrado que la habilidad de transcripción influ-

ye en la producción temprana de textos escritos (Berninger et al., 1992; Graham et al., 1997; Juel, 1988; Puranik & Al Otaiba, 2012). Hasta donde se sabe, solo un número limitado de estudios ha explorado la contribución de la transcripción a la generación de texto de los estudiantes en una ortografía transparente (por ejemplo, en turco, Babayiğit & Stainthorp, 2010; en portugués, Limpo & Alves, 2013; en finlandés, Mäki et al., 2001; en italiano, Arfé et al., 2016; y en español, Jiménez & Hernández-Cabrera, 2019). Los resultados de estos estudios demuestran que la habilidad de transcripción se automatiza antes y que realiza una contribución importante al desarrollo de la producción escrita. Así, por ejemplo, en español, Jiménez y Hernández-Cabrera (2019) demostraron que la fluidez de escritura a mano y la ortografía contribuyeron directamente a la fluidez de la escritura en composición libre a nivel de oración; la fluidez de escritura a mano contribuyó menos que la ortografía; y la ortografía contribuyó tanto a la escritura narrativa y, en mayor medida, a la fluidez de escritura.

### *¿Cómo medir las habilidades de transcripción en Educación Primaria?*

Las medidas basadas en el currículo (MBC) han demostrado que, en el área de la escritura, son adecuadas para establecer diferencias entre el logro académico del alumnado y permiten la detección temprana del alumnado en riesgo de presentar futuras Dificultades de Aprendizaje (DA) (Dombek & Al Otaiba, 2016).

Mientras que el uso de MBC ha sido promovido principalmente para la lectura (Wayman et al., 2007) y matemáticas (Foegen et al., 2007; Jiménez & de León, 2017), la investigación está dirigiendo cada vez más su atención a la escritura (Graham & Perin, 2007). En una revisión realiza-

da por McMaster y Espin (2007), se encontró que muy pocos estudios se han centrado en examinar el grado de validez de las diferentes medidas basadas en el currículo de escritura. Unos 172 artículos se centraron en MBC en el área de lectura, ortografía, matemáticas y escritura, pero solo 28 artículos incluyeron investigaciones sobre escritura, y sobre validez y confiabilidad desde preescolar hasta la educación secundaria.

En el desarrollo de una MBC con fines de cribado y evaluación del progreso de aprendizaje, es importante identificar qué medidas podrían utilizarse desde un punto de vista empírico, para cumplir con los criterios de validez requeridos para medidas de este tipo. Por lo tanto, se han realizado varios intentos diferentes a lo largo del tiempo para encontrar qué constructos de escritura deben medirse, cuáles son los mejores tipos de tareas, cuánto tiempo deben tomar las tareas de escritura y qué puntajes o variables deben medirse (McMaster & Campbell, 2008).

Gil et al. (2021) analizaron qué medidas de escritura, o combinación de medidas, serían las más adecuadas para una detección temprana de alumnos con riesgo de presentar futuras dificultades para aprender a escribir en español. Estos autores administraron la MBC Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Escritura (IPAE; Jiménez & Gil, 2019) a una muestra de 639 alumnos de primer grado al principio, a la mitad y al final del año escolar. El IPAE incluye copia de letras, escritura de alógrafos, dictado de letras, dictado de palabras con ortografía arbitraria, dictado de palabras con ortografía reglada, dictado de pseudopalabras, dictado de oraciones, escritura de oraciones y escritura de un cuento. Los estudiantes fueron clasificados en riesgo vs. no-riesgo con el instrumento estandarizado Evaluación Temprana de la Escritura (EGWA, Jiménez, 2017, 2018). Se analizó la utilidad predictiva de las medidas del IPAE y su precisión diagnóstica me-

diante la Curva ROC y la regresión logística binaria. Los resultados demostraron que la detección temprana de dificultades para aprender a escribir en español debería incluir una combinación de medidas en lugar de medidas aisladas. Esta medida combinada incluye la escritura de alógrafos en un minuto (i.e., pasar de mayúscula a minúscula), dictado de palabras con ortografía arbitraria, dictado de palabras con ortografía basada en reglas, dictado de pseudopalabras y dictado de frases.

Considerando lo expuesto anteriormente, para este estudio se ha diseñado la medida Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Matemáticas (IPAE) (Jiménez & Gil, 2019), que incluye un total de cinco tareas. Sin embargo, no se ha estudiado la validez del constructo y su estabilidad a lo largo del tiempo. Esto último es importante cuando se quiere utilizar la medida MBC para monitorizar el progreso en el aprendizaje. Por tanto, el objetivo de este trabajo ha sido poner a prueba un modelo hipotético que permita profundizar la dimensionalidad de la habilidad de transcripción en alumnos de primer curso de educación primaria. Para ello se empleará la técnica de Análisis Factorial Confirmatorio que permite conocer en qué medida la varianza asociada a cada una de las tareas que componen la herramienta IPAE es explicada por el constructo transcripción. Asimismo, se pretende analizar el nivel de estabilidad de las mediciones de transcripción a lo largo del tiempo al igual que su invarianza factorial.

## Metodología

### *Participantes*

La población de este estudio corresponde al alumnado de 1º curso de Educación Primaria perteneciente a 4 centros de Educación Primaria, uno concertado y tres públicos, de la provincia de Santa Cruz de Tenerife. La muestra incluyó un

total de 231 alumnos/as ( $M_{\text{edad en meses}} = 76.8$ ;  $DE = 7.2$ ; 119 niños y 112 niñas) de área urbana y de distintos niveles socioeconómicos que asistían a escuelas públicas y privadas.

### *Instrumentos*

Los materiales utilizados se basaron en los Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Escritura (IPAE, Jiménez & Gil, 2019). Existen tres versiones (Forma A, Forma B y Forma C) que son equivalentes en el nivel de dificultad, pero con ítems diferentes, cada uno adaptándose al currículo escolar. Cada forma incluye las siguientes tareas: **Alógrafos.** Esta tarea incluye las 27 letras del alfabeto. Los estudiantes tenían que escribir todas las letras en minúsculas, con la mayor precisión y rapidez posibles. Todas las alografías (letras minúsculas) escritas correctamente y correspondientes a la letra mayúscula presentada se consideraron como letras correctas.

**Palabras dictadas con ortografía arbitraria.** En esta tarea había 17 palabras familiares con ortografía arbitraria seleccionadas del diccionario de frecuencia de familiaridad subjetiva (ver Guzmán & Jiménez, 2001). La ortografía arbitraria utilizada fue el uso de b/v (p. ej., boca/velero), h (p. ej., hora), j/g (p. ej., jirafa/gitana), ll (p. ej., llave), qu/c (p. ej., pequeña /camisa) y z/c (por ejemplo, zapato/cine). Se consideró que una palabra estaba escrita correctamente si su ortografía era correcta.

**Palabras dictadas con ortografía basada en reglas.** Esta tarea incluye un total de 20 palabras. Las reglas ortográficas utilizadas fueron: poner una m antes de p y b, y br y bl con b. Se contó el número total de palabras cuando el estudiante escribió correctamente la parte de la palabra que contenía la regla de ortografía.

**Pseudopalabras dictadas.** Esta tarea incluye 20 pseudopalabras. Se crearon las pseudopalabras

teniendo en cuenta su longitud y estructura silábica. Se obtiene una puntuación del número total de pseudopalabras escritas con la representación gráfica correcta de los sonidos. Una pseudopalabra se consideraba correcta si el alumno era capaz de transformar cada fonema en su grafema correspondiente. Todas las palabras que suenan igual se consideraron válidas; si el estudiante escribió *iefe* o *yefe*, cuando debería haber escrito *hiefe*, ambas se consideraron correctas ya que suenan igual que la palabra sin sentido dictada cuando se lee en voz alta.

**Dictado de frases.** Las oraciones dictadas en cada forma tenían la misma longitud y estructura de sílabas y contenían palabras usadas tanto en ortografía arbitraria como en ortografía basada en reglas. Se contó el número total de palabras escritas correctamente. Una palabra escrita respetando las reglas de conversión fonema-grafema y sin errores ortográficos se consideró una palabra correcta. En esta tarea no se penalizó el uso de minúsculas al inicio de la oración y la falta de uso de tildes.

### Procedimiento

Previo a la administración del instrumento, se solicitó autorización al centro y a las familias para la realización del estudio. Para llevar a cabo la recolección de información, se entrenó a siete licenciados en Psicología y dos licenciados en Psicopedagogía en la aplicación de la herramienta IPAE. Las pruebas se aplicaron en tres momentos a lo largo del año escolar (noviembre, febrero y mayo), con un intervalo aproximado de tres meses entre cada una de ellas. La aplicación se llevó a cabo de forma colectiva en el grupo clase y en horario lectivo, durante el cual se informó al alumnado del objetivo del estudio y su confidencialidad.

### Análisis de datos

La batería IPAE consta de diferentes pruebas que evalúan con diferentes unidades de medida, por lo que las puntuaciones de cada prueba se transformaron para expresarse en una misma escala. Para ello hicimos uso de la estimación de la proporción de escala máxima (POMS) (Cohen et al., 1999), de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$POMS = \frac{(puntuación\ observada - puntuación\ mínima)}{(puntuación\ máxima - puntuación\ mínima)}$$

Debido a que las medidas POMS se calculan en el nivel individual de cada variable, no es necesario establecer una línea base inicial, y permiten que las covarianzas se mantengan para llevar un análisis factorial confirmatorio. Con esta aproximación, cada variable estaría en una escala entre 0 (valor mínimo posible) y 1 (valor máximo posible).

El análisis estadístico se llevó a cabo en dos etapas. En una primera etapa, un modelo de medición de una única dimensión fue evaluado usando un análisis factorial confirmatorio para cada momento por separado (i.e., Forma A en noviembre, Forma B en febrero y Forma C en mayo) y, en segundo lugar, un análisis de la invarianza factorial longitudinal con el objetivo de conocer el nivel de estabilidad de las mediciones a lo largo del tiempo.

Para cada análisis factorial confirmatorio, se especificaron como parámetros libres las varianzas de los términos de error y fijándose a uno un coeficiente estructural en la variable latente o factor. El método de estimación empleado en cada análisis fue el de Máxima Verosimilitud Robusta (MLR) y se calculó la fiabilidad a través de los coeficientes alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) y omega jerárquico ( $\Omega$ ).

Para la evaluación del ajuste de los distintos modelos factoriales confirmatorios se tomaron en cuenta los siguientes índices: como medidas absolutas de ajuste se emplearon el estadístico Chi-cuadrado y la raíz cuadrática media (RMSEA), como medidas de ajuste incremental el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), para comparar las diferencias entre los residuales de la matriz de covarianza de la muestra y el modelo hipotetizado se empleó el índice estandarizado de la media cuadrática de los residuales (SRMR) y, finalmente, el criterio de información de Akaike (AIC) como medida de ajuste de parsimonia.

La estimación de la invarianza longitudinal del IPAE a lo largo de los tres momentos de medida se llevó a cabo de forma progresiva sobre la base de diferentes niveles de restricción (Milfont & Fischer, 2010). Se calculó la invarianza de medida cuya definición matemática establece qué propiedades deben permanecer invariantes (para una descripción consultar Rojas-Torres et al., 2018). Comenzamos con el modelo de invarianza configural que permite establecer si existe una equivalencia de los modelos de medida básicos para cada versión de la prueba a lo largo de cada momento. En este sentido, el modelo de invarianza configural asume que el constructo latente es medido por los mismos indicadores a lo largo del tiempo. El segundo paso consistió en establecer el modelo invarianza métrico longitudinal, donde restringimos las cargas factoriales para que fuesen las mismas en cada momento de medida. Por lo tanto, sobre la misma configuración del modelo configural anterior, se estableció si cada indicador tiene la misma carga a lo largo del tiempo. El tercer paso fue determinar el modelo de invarianza escalar longitudinal, esto es, para mantener la misma configuración y la restricción de cargas anteriores, se añadió la restricción de que los interceptos a lo largo del tiempo fueran

iguales. Alcanzar dicha invarianza permitiría la comparación de un constructo a lo largo del tiempo. Finalmente, para finalizar con esta estimación progresiva de la invarianza longitudinal se agregó la restricción de la varianza de errores de los residuales de los indicadores, lo cual incrementa el grado de comparabilidad de las escalas latentes. Respecto a los criterios de evaluación de la invarianza factorial longitudinal, se siguieron dos aproximaciones. En la primera aproximación se comparó con base en la comparación de medias en modelos anidados (Newsom, 2015) y al ajuste incremental de los índices de ajuste (Milfont & Fischer, 2010). En la segunda se adoptó un enfoque relativo de los modelos anidados para llevar a cabo la evaluación de la invarianza observando la magnitud del cambio de los estadísticos CFI y RMSEA. De acuerdo a las sugerencias ofrecidas por distintos autores (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002; Rutkowski & Svetina, 2014, 2017; Svetina & Rutkowski, 2017) se consideraron los siguientes criterios como aceptables: (a) para la invarianza métrica, cambios en CFI mayores o iguales a  $-.004$  y cambios en RMSEA menores o iguales a  $.050$ , y (b) para la invarianza escalar, cambios en CFI mayores o iguales a  $-.010$  en magnitud y cambios en RMSEA menores o iguales a  $.010$ .

Los análisis que se presentan a continuación han sido realizados con el programa R (R Core Team, 2021) y el paquete lavaan (Rosseel, 2012). Los índices presentados a lo largo de los resultados hacen referencia a índices robustos.

## Resultados

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de las puntuaciones POMS de cada tarea del IPAE, los valores máximo y mínimo, medias, desviación estándar, asimetría y curtosis

**Tabla 1**

Estadísticas descriptivas de las tareas del IPAE en cada momento de medición.

Momento	Tarea	Media	DE	Mínimo	Máximo	Asimetría	Curtosis
Noviembre	EA1	0.81	1.11	0	4	1.33	0.96
	DPOA1	4.64	3.71	0	14	0.30	-0.94
	DPOR1	5.01	5.28	0	19	0.95	-0.15
	DPS1	4.82	8.45	0	19	0.86	-0.53
	DF1	4.87	5.47	0	18	0.83	-0.67
Febrero	EA2	2.27	2.42	0	12	0.74	1.75
	DPOA2	9.31	4.13	0	20	-0.22	-0.15
	DPOR2	9.72	6.47	0	20	-0.03	-1.36
	DPS2	11.15	6.18	0	20	-0.57	-0.94
	DF2	11.29	5.83	0	19	-0.69	-0.70
Mayo	EA3	4.41	3.57	0	16	0.34	-0.25
	DPOA3	10.81	3.96	0	20	-0.48	0.10
	DPOR3	12.87	6.26	0	20	-0.74	-0.74
	DPS3	12.15	5.62	0	20	-0.81	-0.47
	DF3	12.69	5.92	0	21	-0.80	-0.56

**Nota.** Las siguientes siglas representan; EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases; y el número que va a continuación hace referencia al momento de medida 1, 2 y 3 indican noviembre, febrero y mayo respectivamente.

para cada tarea. Si observamos los valores de simetría y curtosis de todas las variables del estudio podemos observar que no existen problemas con la distribución de los datos puesto que los valores absolutos de estos índices no exceden los valores 3.0 y 10.0 respectivamente (Kline, 2005).

La matriz de correlación de los resultados obtenidos en las diferentes tareas según momento de medición se presenta en la Tabla 2. Los resultados obtenidos muestran correlaciones estadísticamente significativas entre todos los indicadores.

### *Análisis factoriales confirmatorios*

En este estudio se postula un modelo mediante un AFC basado en los datos empíricos obtenidos a través de las respuestas proporcionadas por el alumnado en la herramienta IPAE. El modelo de medición propuesto para el IPAE en cada momento establece una única variable latente o factor denominada escritura (ESC) que explica los siguientes cinco indicadores observables: escritura de alógrafos (EA), dictado de palabras con ortografía arbitraria (DPOA), dictado de palabras con ortografía reglada (DPOR), dictado de pseudopalabras (DPSE) y dictado de frases (DF). Este modelo corresponde a una concepción teórica unidimensional de la habilidad de transcripción.

**Tabla 2**

Medias, desviaciones típicas y correlaciones de las tareas del IPAE en puntuaciones POMS para cada momento de medida.

Tarea	<i>M</i>	<i>DE</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1 EA1	.06	.07														
2 EA2	.15	.14	.35**													
3 EA3	.30	.22	.28**	.36**												
4 DPOA1	.26	.18	.31**	.34**	.27**											
5 DPOA2	.49	.19	.26**	.34**	.20**	.61**										
6 DPOA3	.56	.17	.16*	.29**	.24**	.45**	.60**									
7 DPOR1	.25	.26	.31**	.26**	.29**	.59**	.48**	.37**								
8 DPOR2	.51	.31	.24**	.32**	.25**	.45**	.50**	.46**	.46**							
9 DPOR3	.68	.28	.24**	.26**	.26**	.40**	.55**	.58**	.44**	.64**						
10 DPS1	.27	.27	.42**	.28**	.30**	.63**	.53**	.41**	.64**	.39**	.38**					
11 DPS2	.60	.29	.27**	.28**	.29**	.54**	.62**	.56**	.43**	.62**	.62**	.52**				
12 DPS3	.65	.25	.27**	.27**	.22**	.45**	.60**	.52**	.39**	.46**	.58**	.47**	.68**			
13 DF1	.25	.26	.35**	.27**	.37**	.60**	.41**	.33**	.54**	.38**	.32**	.56**	.44**	.32**		
14 DF2	.57	.25	.25**	.28**	.23**	.58**	.55**	.46**	.37**	.53**	.47**	.46**	.66**	.47**	.47**	
15 DF3	.64	.25	.32**	.31**	.32**	.58**	.61**	.51**	.49**	.53**	.61**	.51**	.68**	.58**	.47**	.69**

**Nota.** *M* y *DE* representan la media y desviación típica. \* indica  $p < .05$ . \*\* indica  $p < .01$ . Las siguientes siglas representan; EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases; y el número que va a continuación hace referencia al momento de medida 1, 2 y 3 indican noviembre, febrero y mayo respectivamente.



**Tabla 3**

Índices de ajuste de los modelos factoriales confirmatorios para cada momento de medición.

Momento	$\chi^2$	gl	p	nfi	nnfi	CFI	TLI	mfi	RMSEA	RMSEA IC 90%
Noviembre	6.462	5	.264	0.978	0.991	.995	0.991	0.994	.042	0, 0.121
Febrero	6.573	5	.254	0.977	0.991	.996	0.991	0.997	.039	0, 0.110
Mayo	3.336	5	.648	0.987	1.013	1.000	1.013	1.003	.000	0, 0.089

**Nota.** Los modelos han sido calculados usando el estimador MLR. IC intervalo de confianza al 90%. gl = grados de libertad

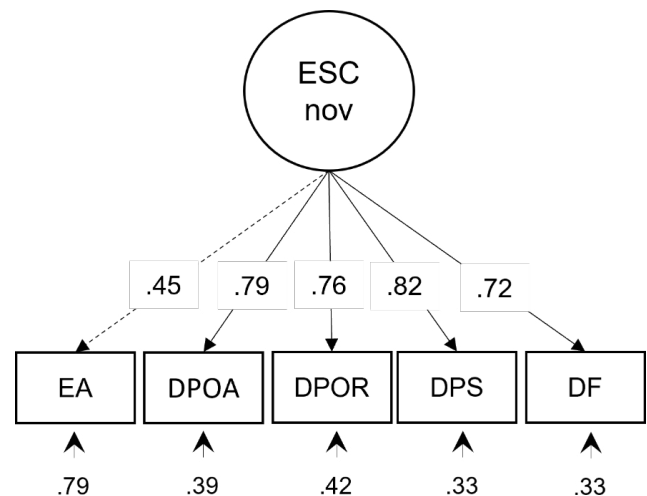
En una primera fase hemos formulado la estructura de relaciones entre los indicadores observables y el factor latente. Una vez establecida la estructura del instrumento a nivel conceptual, esta se postula como la teoría cuya dimensionalidad será validada con base en los resultados obtenidos.

La Tabla 3 muestra los índices de ajuste de los modelos factoriales confirmatorios para cada momento de medición.

**IPAE Forma A.** La evaluación de la bondad del modelo se estableció siguiendo los criterios convencionales y el modelo propuesto para el primer momento de medida posee un ajuste adecuado. Se obtuvieron los siguientes índices (robustos) para el modelo,  $\chi^2(5) = 6.462$ ,  $p = .264$ , CFI = .995, TLI = .991, SRMR = .025, RMSEA = .042. Los índices de fiabilidad del presente modelo son  $\alpha = .82$  y  $\Omega = .86$ . La representación gráfica del modelo se muestra en la Figura 1.

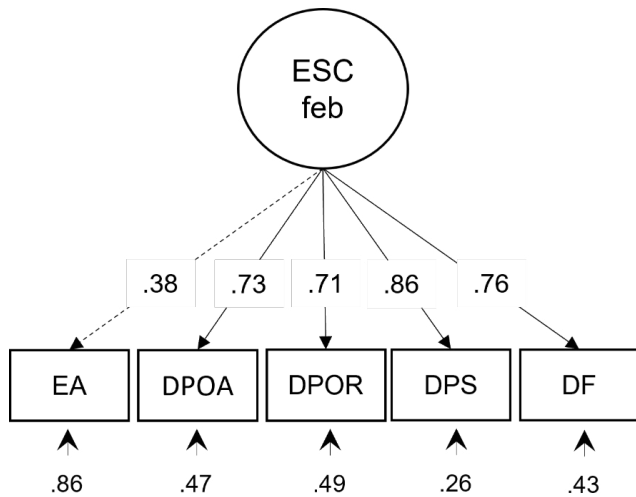
**IPAE Forma B.** El modelo de medición propuesto para la medida de febrero es exactamente igual a la del momento anterior. La evaluación de la bondad determina que el modelo propuesto para el segundo momento de medición posee nuevamente un ajuste óptimo. Los índices robustos del modelo fueron  $\chi^2(5) = 6.573$ ,  $p = .254$ , CFI = .996, TLI = .991, SRMR = .026, RMSEA = .039, y con los siguientes coeficientes de fiabilidad:  $\alpha = .81$  y  $\Omega = .85$ . La representación gráfica del modelo se muestra en la Figura 2.

**IPAE Forma C.** Manteniendo el modelo de medición propuesto idéntico a los dos momentos anteriores, se encontraron los siguientes índices robustos,  $\chi^2(5) = 3.336$ ,  $p = .648$ , CFI = 1, TLI = 1.01, SRMR = .020, y RMSEA < .001. Por lo tanto, tras el análisis de la bondad, el modelo de análisis factorial confirmatorio para la medida de mayo ha resultado ser también óptimo y con índices de fiabilidad adecuados ( $\alpha = .80$  y  $\Omega = .82$ ). La representación gráfica del modelo se muestra en la Figura 3.

**Figura 1**

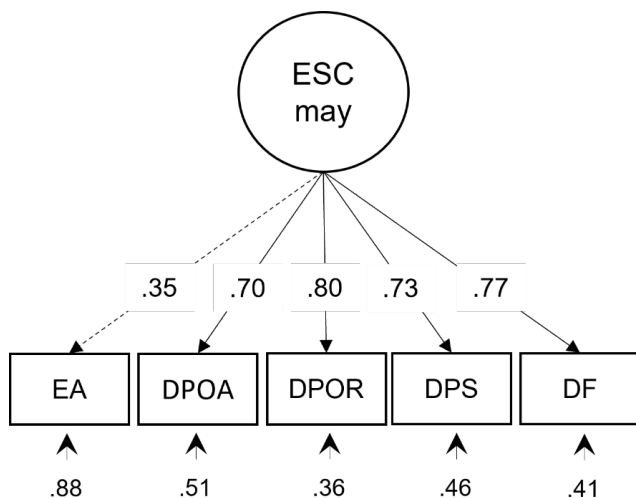
Modelo del análisis factorial confirmatorio para la medida IPAE Forma A

**Nota.** EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases, ESC: Escritura, nov: noviembre.



**Figura 2**  
Modelo del análisis factorial confirmatorio para la medida IPAE Forma B

**Nota.** EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases, ESC: Escritura, feb: febrero



**Figura 3**  
Modelo del análisis factorial confirmatorio para la medida IPAE Forma C

**Nota.** EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases, ESC: Escritura, may: mayo.

### Invarianza factorial longitudinal

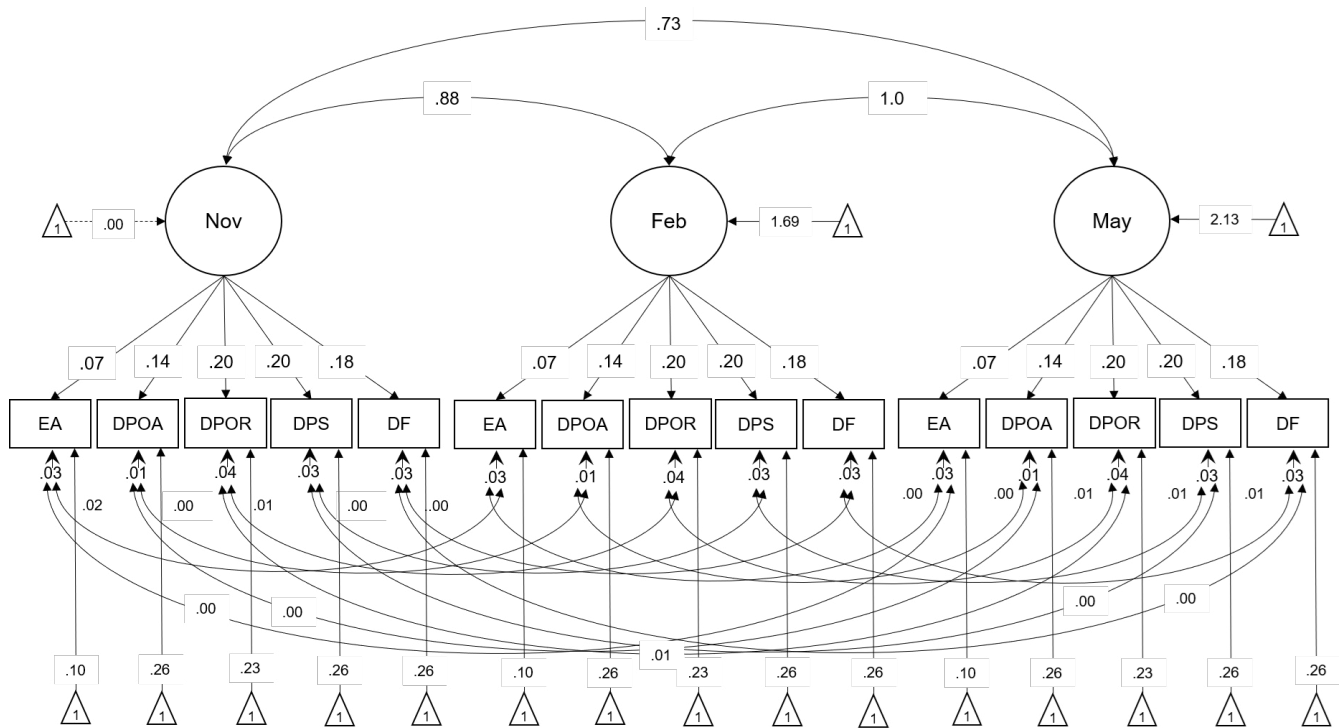
La Tabla 4 muestra los resultados para la aproximación incremental de invarianza longitudinal, los ANOVA de las comparaciones de ajuste entre los niveles de invarianza de los modelos anidados, así como los cambios en los índices de ajuste.

Los resultados muestran que tanto el modelo configural, métrico, escalar y estricto presentaron unos índices de ajuste adecuado ( $CFI > .90$ ,  $TLI > .90$  y  $RMSEA < .08$ ). Sin embargo, los resultados de la prueba ANOVA para la diferencia del estadístico  $\chi^2$  determinan que no se cumple para el nivel de invarianza métrico, debido a que en su comparación con el modelo configural existen diferencias estadísticamente significativas entre los ajustes ( $\Delta\chi^2 (\Delta gl) = 29.21 (7), p < .001$ ). De forma análoga, el contraste de hipótesis para el nivel de invarianza, escalar y estricta tampoco ofrece evidencias en favor de las mismas ( $\Delta\chi^2 (\Delta gl) = 24.341 (4), p < .001$  y  $\Delta\chi^2 (\Delta gl) = 23.313 (6), p < .001$ , respectivamente). Como podemos observar, desde la perspectiva convencional, para examinar la invarianza no podríamos concluir que exista, pero la evaluación de la invarianza desde una aproximación del cambio relativo de los estadísticos muestra que los cambios del modelo métrico respecto al modelo configural son  $\Delta CFI = -.014$  y  $\Delta RMSEA = .008$ . Por lo tanto, podemos asumir la invarianza de las cargas factoriales a lo largo del tiempo, ya que estos resultados indican que las restricciones del modelo métrico no generan un deterioro sustantivo en el ajuste del modelo. En el caso de la invarianza escalar, las diferencias de ambos indicadores ( $\Delta CFI = -.002$  y  $\Delta RMSEA = .001$ ) señalan que el ajuste es adecuado, nuevamente las restricciones de las cargas y de los interceptos no deterioran sustantivamente al modelo. Los resultados permiten asumir que las medias latentes del modelo de medición para

**Tabla 4**  
Índices de los modelos de invarianza factorial longitudinal del IPAE.

Momento	$\chi^2 (gl)$	CFI	TLI	RMSEA	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$	$\Delta\chi^2 (\Delta gl)$
Configural	94.941 (73)	.985	.978	.041			
Métrico	120.954 (80)	.971	.962	.049	-.014	.008	29.212 (7)**
Escalar	122.156 (84)	.969	.961	.050	-.002	.001	24.341 (4)**
Estricto	162.577 (90)	.952	.943	.059	-.009	.009	23.313 (6)**

**Nota.** Los modelos han sido calculados usando el estimador MLR. IC intervalo de confianza al 90%. *gl* = grados de libertad.



**Figura 4**  
Modelo invarianza factorial

**Nota.** Las siguientes siglas representan; EA: escritura de alógrafos, DPOA: dictado de palabras con ortografía arbitraria, DPOR: dictado de palabras con ortografía reglada, DPS: dictado de pseudopalabras, DF: dictado de frases, Nov: noviembre, Feb: febrero, May: mayo.

cada momento son equivalentes. La representación gráfica del modelo de invarianza factorial longitudinal se muestra en la Figura 4.

### Discusión

En este trabajo se ha pretendido poner a prueba un modelo hipotético para profundizar en la dimensionalidad de la habilidad de transcripción en primer curso de Educación Primaria mediante la técnica de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Los datos obtenidos y el análisis de la estructura factorial siguiendo la técnica AFC permiten verificar un buen ajuste del modelo propuesto, lo que confirma la obtención de la estructura de los datos empíricamente. Así, se observa cómo

el factor latente transcripción explica cada uno de los indicadores observables (i.e. escritura de alógrafos, dictado de palabras con ortografía arbitraria, dictado de palabras con ortografía reglada, dictado de pseudopalabras, y dictado de frases), para cada uno de los momentos de medición (i.e. noviembre, febrero y mayo).

Los resultados obtenidos se ajustan a lo prescrito por la teoría en cuanto a la definición de este constructo y las habilidades que lo conforman. Los modelos teóricos sobre escritura, como el *modelo simple de la escritura* (Juel, 1988; Juel et al., 1986) y el *modelo no tan simple de escritura* (Berninger & Winn, 2006), proporcionan un marco conceptual a partir del cual se conceptualiza que en las primeras etapas del desarrollo de la escritura, los procesos de transcripción son fundamentales, esto es, tanto la fluidez en el trazo como la exactitud en la producción ortográfica son la base a partir de la cual el escritor puede traducir las ideas en un texto escrito. En español, Jiménez y Hernández-Cabrera (2019) analizaron la contribución de la habilidad de transcripción como factor de segundo orden y sus componentes específicos (i.e., fluidez en la caligrafía y ortografía) a la generación de textos de los estudiantes (i.e., fluidez y calidad de la composición escrita). Estos autores demostraron que tanto la fluidez del trazo y la exactitud ortográfica en la modalidad de escritura manuscrita mostraron una alta carga en el factor de transcripción, además de su contribución al desarrollo de la producción escrita. Asimismo, la definición de DA en escritura se sustenta en una baja automatización de las habilidades de transcripción (i.e., escritura a mano y/u ortografía) que interfieren con el desarrollo típico de la escritura (Berninger et al., 2009). En estudios previos, el IPAE ha mostrado unos índices adecuados de sensibilidad y especificidad para la detección de alumnado en riesgo de presentar dificultades de aprendizaje (DA) en escritura (Gil et

al., 2021).

En conclusión, el principal aporte de esta investigación ha sido la de contrastar un modelo basado en la teoría, donde la parte que cada una de las tareas seleccionadas (i.e. escritura de alógrafos, etc.) comparte entre sí puede atribuirse a la habilidad de transcripción como estructura latente no observada. En este sentido, el IPAE presenta una adecuada validez de constructo ya que permite apresar la habilidad de transcripción en el alumnado de primer curso de Educación Primaria. Asimismo, las pruebas MBC como el IPAE están diseñadas no solamente con fines de cribado sino también para supervisar y controlar el progreso de aprendizaje. En este sentido, se ha probado la invarianza factorial relativa al constructo transcripción lo que demuestra que el IPAE es un instrumento adecuado para medir esta habilidad a lo largo del tiempo. Futuros estudios serán necesarios para analizar la sensibilidad del IPAE a los cambios que se producen en el aprendizaje de los estudiantes en función del estatus de riesgo de presentar DA en escritura.

## Referencias

- Abbott, R. D., Berninger, V. W., & Fayol, M. (2010). Longitudinal relationships of levels of language in writing and between writing and reading in Grades 1 to 7. *Journal of Educational Psychology*, 102(2), 281-298. <https://doi.org/10.1037/a0019318>
- Arfé, B., Dockrell, J. E., & De Bernardi, B. (2016). The effect of language specific factors on early written composition: The role of spelling, oral language and text generation skills in a shallow orthography. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 29(3), 501-527. <https://doi.org/10.1007/s11145-015-9617-5>
- Babayigit, S., & Stainthorp, R. (2010). Component processes of early reading, spelling and narrative writing skills in Turkish: A longitudinal study. *Reading and*

- Writing: An Interdisciplinary Journal*, 23(5), 539-568. <https://doi.org/10.1007/s11145-009-9173-y>
- Berninger, V. W. (1994). Intraindividual differences in levels of language in comprehension of written sentences. *Learning and Individual Differences*, 6(4), 433-457. [https://doi.org/10.1016/1041-6080\(94\)90004-3](https://doi.org/10.1016/1041-6080(94)90004-3)
- Berninger, V., Abbott, R., Augsburger, A., & García, N. (2009). Comparison of pen and keyboard transcription modes in children with and without learning disabilities. *Learning Disability Quarterly*, 32(3), 123-141. <https://doi.org/10.2307/27740364>
- Berninger, V. W., Abbott, R. D., Jones, J., Wolf, B. J., Gould, L., Anderson-Youngstrom, M., Shimada, S., & Apel, K. (2006). Early development of language by hand: Composing, reading, listening, and speaking connections; three letter-writing modes; and fast mapping in spelling. *Developmental Neuropsychology*, 29(1), 61-92. [https://doi.org/10.1207/s15326942dn2901\\_5](https://doi.org/10.1207/s15326942dn2901_5)
- Berninger, V. W., Abbott, R. D., Whitaker, D., Sylvester, L., & Nolen, S. B. (1995). Integrating low- and high-level skills in instructional protocols for writing disabilities. *Learning Disability Quarterly*, 18(4), 293-309. <https://doi.org/10.2307/1511235>
- Berninger, V. W., & Swanson, H. L. (1994). Modifying Hayes and Flower's model of skilled writing to explain beginning and developing writing. En E. C. Butterfield, & J. Carlson (Eds.), *Advances in Cognition and Educational Practice* (Vol. 2, pp. 57-81). JAI Press.
- Berninger, V., & Winn, W. D. (2006). Implications of advancements in brain research and technology for writing development, writing instruction, and educational evolution. En C. MacArthur, S. Graham, & J. Fitzgerald (Eds.), *Handbook of writing research* (pp. 96-114). The Guilford Press.
- Berninger, V., Vaughan, K., Abbott, R., Begay, K., Coleman, K., Curtin, G., Hawkins, J., & Graham, S. (2002). Teaching spelling and composition alone and together: Implications for the simple view of writing. *Journal of Educational Psychology*, 94(2), 291-304. <http://doi.org/10.1037/0022-0663.94.2.291>
- Berninger, V., Yates, C., Cartwright, A., Rutberg, J., Remy, E., & Abbott, R. (1992). Lower-level developmental skills in beginning writing. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 4, 257-280.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 9(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cohen, P., Cohen, J., Aiken, L., & West, S. G. (1999). The problem of units and the circumstance for POMP. *Multivariate Behavioral Research*, 34(3), 315-346. [https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3403\\_2](https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3403_2)
- Dombek, J. L., & Al Otaiba, S. (2016). Curriculum-based measurement for beginning writers (K-2). *Intervention in School and Clinic*, 51(5), 276-283. <https://doi.org/10.1177/105345121560669>
- Foegen, A., Jiban, C., & Deno, S. (2007). Progress monitoring measures in mathematics: A review of the literature. *The Journal of Special Education*, 41(2), 121-139. <https://doi.org/10.1177/00224669070410020101>
- Gil, V., de León, S. C., & Jiménez, J. E. (2021). Universal screening for writing risk in Spanish-speaking first graders. *Reading & Writing Quarterly*, 37(2), 117-135. <https://doi.org/10.1080/10573569.2020.1733451>
- Graham, S., Berninger, V. W., Abbott, R. D., Abbott, S. P., & Whitaker, D. (1997). Role of mechanics in composing of elementary school students: A new methodological approach. *Journal of Educational Psychology*, 89(1), 170-182. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.1.170>
- Graham, S., & Perin, D. (2007). A meta-analysis of writing instruction for adolescent students. *Journal of Educational Psychology*, 99(3), 445-476. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.99.3.445>

- Guzmán, R., & Jiménez, J. E. (2001). Estudio normativo sobre parámetros psicolingüísticos en niños de 6 a 8 años: La familiaridad subjetiva. *Cognitiva*, 13(2), 153-191. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/revista?codigo=295>
- Jiménez, J. E. (2017). Early Grade Writing Assessment (EGWA): An instrument model. *Journal of Learning Disabilities*, 50(5), 491-503. <https://doi.org/10.1177/0022219416633127>
- Jiménez, J. E. (2018). *Early Grade Writing Assessment (EGWA): A report on development of an instrument*. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization. <https://unesdoc.unesco.org/inicio>
- Jiménez, J. E., & de León, S. C. (2017). Análisis factorial confirmatorio del IPAM en escolares de tercer curso de primaria. *Revista Evaluar*, 17(2), 81-96. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n2.18723>
- Jiménez, J. E., & Gil, V. (2019). IPAE: Indicadores de Progreso de Aprendizaje en Escritura [material complementario]. En J. E. Jiménez (Ed.), *Modelo de respuesta a la intervención. Un enfoque preventivo para el abordaje de las dificultades de aprendizaje* (pp. 1051-1060). Pirámide.
- Jiménez, J. E., & Hernández-Cabrera, J. A. (2019). Transcription skills and written composition in Spanish beginning writers: Pen and keyboard modes. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 32(7), 1847-1879. <https://doi.org/10.1007/s11145-018-9928-4>
- Juel, C. (1988). Learning to read and write: A longitudinal study of 54 children from first through fourth grades. *Journal of Educational Psychology*, 80(4), 437-447. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.80.4.437>
- Juel, C., Griffith, P., & Gough, P. (1986). Acquisition of literacy: A longitudinal study of children in first and second grade. *Journal of Educational Psychology*, 78(4), 243-255. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.78.4.243>
- Kim, Y.-S., Al Otaiba, S., Puranik, C., Folsom, J. S., Greulich, L., & Wagner, R. K. (2011). Componential skills of beginning writing: An exploratory study. *Learning and Individual Differences*, 21(5), 517-525. <https://doi.org/10.1016/J.LINDIF.2011.06.004>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2<sup>da</sup> ed.). Guilford Press.
- Limpo, T., & Alves, R. A. (2013). Modeling writing development: Contribution of transcription and self-regulation to Portuguese students' text generation quality. *Journal of Educational Psychology*, 105(2), 401-413. <https://doi.org/10.1037/a0031391>
- Longcamp, M., Zerbato-Poudou, M. T., & Velay, J.-L. (2005). The influence of writing practice on letter recognition in preschool children: A comparison between handwriting and typing. *Acta Psychologica*, 119(1), 67-79. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2004.10.019>
- Mäki, H. S., Voeten, M. J. M., Vauras, M. M. S., & Poskiparta, E. H. (2001). Predicting writing skill development with word recognition and preschool readiness skills. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 14(7-8), 643-672. <https://doi.org/10.1023/A:1012071514719>
- McMaster, K. L., & Campbell, H. (2008). Technical features of new and existing measures of written expression: An examination within and across grade levels. *School Psychology Review*, 37, 550-566.
- McMaster, K., & Espin, C. (2007). Technical features of curriculum-based measurement in writing: A literature review. *The Journal of Special Education*, 41(2), 68-84. <https://doi.org/10.1177/00224669070410020301>
- Milfont, T., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal structural equation modeling: A comprehensive introduction*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- Puranik, C. S., & AlOtaiba, S. (2012). Examining the contribution of handwriting and spelling to written expression in kindergarten children. *Reading and Writing*, 25(7), 1523-1546. <https://doi.org/10.1007>

s11145-011-9331-x

- R Core Team. (2021). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org>
- Rojas-Torres, L., Rojas-Rojas, G., & Brizuela-Rodríguez, A. (2018). El uso de la invarianza de medición con variables dicotómicas como evidencia de validez. *Revista Evaluar*, 18(2), 45-58. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n2.20807>
- Rossell, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2014). Assessing the hypothesis of measurement invariance in the context of large-scale international surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31-57. <https://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2017). Measurement invariance in international surveys: Categorical indicators and fit measure performance. *Applied Measurement in Education*, 30(1), 39-51. <https://doi.org/10.1080/08957347.2016.1243540>
- Svetina, D., & Rutkowski, L. (2017). Multidimensional measurement invariance in an international context: Fit measure performance with many groups. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 48(7), 991-1008. <https://doi.org/10.1177/0022022117717028>
- Wayman, M. M., Wallace, T., Wiley, H. I., Tichá, R., & Espin, C. A. (2007). Literature synthesis on curriculum-based measurement in reading. *The Journal of Special Education*, 41(2), 85-120. <https://doi.org/10.1177/00224669070410020401>
-