



Actualidades Investigativas en Educación

ISSN: 1409-4703

ISSN: 1409-4703

Instituto de Investigación en Educación, Universidad de  
Costa Rica

Sibaja-Molina, Johanna; Sánchez-Pacheco, Tracy; Rodríguez-Villagra, Odir Antonio  
El papel de la memoria de trabajo y la inteligencia fluida en las  
calificaciones escolares: Un enfoque de ecuaciones estructurales  
Actualidades Investigativas en Educación, vol. 19, núm. 1, 2019, Enero-Abril, pp. 1-26  
Instituto de Investigación en Educación, Universidad de Costa Rica

DOI: 10.15517/aie.v19i1.35325

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44759854007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEI  
redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc  
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso  
abierto

## **El papel de la memoria de trabajo y la inteligencia fluida en las calificaciones escolares: Un enfoque de ecuaciones estructurales**

The role of working memory capacity and fluid intelligence in marks: A structural equation modeling approach

**Volumen 19, Número 1**

Enero-Abril

pp. 1-26

Este número se publica el 1 de enero de 2019

**DOI:** 10.15517/aie.v19i1.35325

Johanna Sibaja- Molina  
Tracy Sánchez-Pacheco  
Odir Antonio Rodríguez-Villagra

*Revista indizada en* [REDALYC](#), [SCIELO](#)

*Revista distribuida en las bases de datos:*

[LATINDEX](#), [DOAJ](#), [REDIB](#), [IRESIE](#), [CLASE](#), [DIALNET](#), [SHERPA/ROMEO](#),  
[QUALIS-CAPES](#), [MIAR](#)

*Revista registrada en los directorios:*

[ULRICH'S](#), [REDIE](#), [RINACE](#), [OEI](#), [MAESTROTECA](#), [PREAL](#), [CLACSO](#)

## El papel de la memoria de trabajo y la inteligencia fluida en las calificaciones escolares: Un enfoque de ecuaciones estructurales

The role of working memory capacity and fluid intelligence in marks: A structural equation modeling approach

Johanna Sibaja- Molina<sup>1</sup>

Tracy Sánchez-Pacheco<sup>2</sup>

Odir Antonio Rodríguez-Villagra<sup>3</sup>

**Resumen:** El objetivo de este artículo es analizar si las diferencias individuales en capacidad de la memoria de trabajo e inteligencia fluida durante la edad preescolar predicen las calificaciones en las materias básicas al finalizar el primer año de escuela primaria. Para ello se aplicaron pruebas cognitivas a 132 estudiantes de preescolares públicos costarricenses, y posteriormente se solicitaron sus calificaciones al finalizar su primer año escolar. Dado que algunos estudios reportan diferencias de sexo en el desempeño académico, se realizaron pruebas de invarianza factorial y estructural como aspectos cuantitativos fundamentales para interpretar, adecuadamente, los resultados del presente estudio. Dichas pruebas estadísticas indicaron que las personas estudiantes fueron estadísticamente equivalentes en todos los parámetros del modelo. Posteriormente, en un modelo de ecuaciones estructurales que asumió invarianza factorial y estructural entre sexos se muestra que: a) diferencias individuales en capacidad de memoria de trabajo, pero no en inteligencia fluida, predicen las calificaciones en el primer año escolar; b) la capacidad de memoria de trabajo predice la inteligencia fluida; y c) las asignaturas de Matemática y Español, en comparación con las otras asignaturas, comparten aspectos que podrían estar asociados con la necesidad de decodificar simbologías. Así pues, los hallazgos del presente estudio proporcionan evidencias respecto a indicadores cognitivos tempranos que son fundamentales para el futuro desempeño escolar de esta población estudiantil. Asimismo, se muestra la equivalencia en la variación de estas habilidades respecto al sexo.

**Palabras clave:** calificaciones, memoria de trabajo, inteligencia fluida, diferencias de sexo.

**Abstract:** The objective of this article is to analyze the predictive role of individual differences in working memory capacity and fluid intelligence in the average marks at the end of the first year of primary school. We applied cognitive test to 132 students from three Costa Rican public preschools, and subsequently, we requested the marks at the end of their first school year. Because some studies have reported sex differences in academic performance, we conducted factorial and structural invariance tests. These tests indicated statistical equivalence of the measures between boys and girls. A structural equation model was specified assuming factorial and structural invariance between sex, and it showed that: a) individual differences in working memory capacity, but not in fluid intelligence, predicted marks in the first school year; b) Working memory capacity predicted fluid intelligence; and c) Mathematics and Spanish subjects share variance that could be associated with the process of symbol decoding. Thus, the findings of this study identified some early cognitive precursors of early school performance. Furthermore, the study shows equivalence in the variation of these abilities by sex.

**Key Words:** marks, working memory, fluid intelligence, sex differences.

---

<sup>1</sup> Investigadora y docente de la Universidad de Costa Rica, Costa Rica. Dirección electrónica: [johanna.sibajamolina@ucr.ac.cr](mailto:johanna.sibajamolina@ucr.ac.cr)

<sup>2</sup> Investigadora y docente de la Universidad de Costa Rica, Costa Rica. Dirección electrónica: [tracy.sanchezpacheco@ucr.ac.cr](mailto:tracy.sanchezpacheco@ucr.ac.cr)

<sup>3</sup> Investigador y docente de la Universidad de Costa Rica, Costa Rica. Dirección electrónica: [odir.rodriguez@ucr.ac.cr](mailto:odir.rodriguez@ucr.ac.cr)

**Artículo recibido:** 25 de junio, 2018

**Enviado a corrección:** 26 de setiembre, 2018

**Aprobado:** 29 de octubre, 2018

## 1. Introducción

El rendimiento académico es un fenómeno de estudio multifactorial que en contextos educativos suele ser cuantificado a través de las calificaciones escolares (García, 2012). En Costa Rica, las calificaciones<sup>4</sup> se utilizan como indicador del nivel de logro en el estudiantado; cumplen una función diagnóstica y se construyen a partir de juicios de valor y criterios cualitativos y cuantitativos (Ministerio de Educación Pública [MEP], 2009). Además, las calificaciones proporcionan información del aprendizaje del contenido curricular, la motivación, las habilidades sociales y las actitudes necesarias para adaptarse al contexto escolar (Lekholm y Cliffordson, 2008; McMillan, Myran y Workman, 2002; Montero, Villalobos y Valverde, 2007).

Aunque existe cierto cuestionamiento de las calificaciones como indicador de rendimiento académico (Brackett, Floman, Ashton-James, Cherkasskiy y Salovey, 2013; Guskey, 2011; Schinske y Tanner, 2014; Muñoz y Guskey, 2015), el papel que estas tienen como criterio oficial de logro académico y como indicador de adaptación al contexto escolar, se hace necesario conocer los factores que les subyacen. De esta manera, el presente estudio examinó el papel de dos procesos cognitivos relacionados con el rendimiento académico y la adaptación a contextos escolares: la memoria de trabajo (McQuade, Murray-Close, Shoulberg y Hoza, 2013; Weldon, Mushlin, Kim y Sohn, 2013) y la inteligencia fluida (Colom, Escorial, Shih y Privado, 2007; Nair, Czaja y Sharit, 2007).

La memoria de trabajo es una habilidad asociada con el mantenimiento temporal y la manipulación de la información necesaria para resolver tareas cognitivas (Oberauer, Süß, Wilhelm y Sander, 2007). En particular, la capacidad de memoria de trabajo —la cantidad máxima promedio de representaciones mentales que una persona puede mantener y manipular simultáneamente— ha sido relacionada con la habilidad de interactuar en contextos sociales (Thornton y Conway, 2013), con procesos de aprendizaje académico (Alloway y Alloway, 2010; Gathercole, Pickering, Knight y Stegmann, 2004), procesos de lecto-escritura (Cain, Oakhill y Bryant, 2004; Nevo y Breznitz, 2011; Savage, Lavers y Pillay, 2007), resolución de problemas matemáticos (Swanson y Kim, 2007), lenguaje (Vugs, Hendriks,

---

<sup>4</sup> En el año 2014, mediante el decreto ejecutivo N° 38155, hubo una reforma al reglamento de evaluación de los aprendizajes, en la que se estableció que, en el primer año de educación general básica, no se utilizarían valoraciones sumativas ni criterios cuantitativos para la aprobación de las asignaturas. Por lo que actualmente no se obtienen calificaciones escolares en primer grado. La descripción de cómo se conformaban las calificaciones escolares en Costa Rica son detalladas en la metodología de este trabajo.

Cuperus y Verhoeven, 2014), razonamiento e inteligencia en general (Giofrè, Mammarella y Cornoldi, 2013).

Por otro lado, la inteligencia fluida ha sido vinculada con la habilidad para resolver problemas complejos mediante procesos de razonamiento inductivo y deductivo, donde la experiencia previa y conocimientos adquiridos son menos relevantes (Chuderski, 2013; Primi, Ferrão y Almeida, 2010). También, esta ha sido relacionada con diversos tipos de aprendizaje y como predictor de desempeño en entornos educativos (Deary, Strand, Smith y Fernandes, 2007).

Además de la importancia de estudiar los factores que subyacen a las calificaciones escolares, es pertinente tomar en cuenta diferencias en las calificaciones asociadas con el sexo. Un estudio meta-analítico indica que, en comparación con los niños, las niñas exhiben una ventaja significativa (i.e., tamaño del efecto pequeño) en todas las asignaturas (e.g., lenguaje, ciencias, etc...; (Voyer y Voyer, 2014). No obstante, en pruebas estandarizadas se ha reportado que los niños muestran un mejor desempeño en destrezas asociadas con las matemáticas, y las niñas mejores puntuaciones en componentes lingüísticos como la lectura y la escritura (Grasby, Coventry, Byrne, Olson y Medland, 2016; Voyer y Voyer, 2014; Wentzel, 1991).

Las razones específicas de estas diferencias necesitan ser esclarecidas (Voyer y Voyer, 2014) y muchos de los hallazgos encontrados a la fecha son controversiales. Quienes apoyan la hipótesis de las diferencias asociadas con el sexo atribuyen estas variaciones a diferencias individuales en procesos cognitivos altamente relacionados con el rendimiento académico; a saber, las habilidades verbales, las habilidades viso-espaciales, las habilidades cuantitativas, el razonamiento, la inteligencia, la memoria de trabajo, así como influencia cultural y las interacciones biopsicosociales (Miller y Halpern, 2014). Estos trabajos han mostrado diferencias por sexo en pruebas de memoria de trabajo visoespacial (Voyer, Voyer y Saint-Aubin, 2017) e inteligencia fluida (Dapo y Kolenović-Đapo, 2012).

Asimismo, varios estudios indican que la naturaleza del contenido de las tareas empleadas para evaluar la memoria de trabajo, suponen ventajas, en el caso de las niñas, cuando el contenido es de tipo verbal (Lynn e Irwing, 2004) y en el caso de los niños, cuando los contenidos son de tipo viso-espacial (Voyer, Voyer y Saint-Aubin, 2017). Algunos hallazgos en el estudio de las diferencias por sexo, en inteligencia fluida, han reportado una pequeña ventaja en el desempeño que favorece a los niños, la cual surge después del

periodo escolar y se acentúa posteriormente (Đapo y Kolenović-Đapo, 2012; Lynn e Irwing, 2004).

Además, quienes sostienen la hipótesis de que existen más similitudes que diferencias entre sexos proponen que es el contexto social el principal responsable en crear o de reducir las diferencias observadas (Hyde, 2014). Para propósitos de este trabajo denominaremos esta perspectiva como la *hipótesis de las similitudes en el desempeño* (Hyde, 2014). Con el fin de aportar evidencia en torno a los procesos cognitivos que subyacen a las calificaciones escolares y respecto a las posibles diferencias según el sexo, este estudio implementó modelos de ecuaciones estructurales y análisis de invarianza factorial. En el caso de los análisis de invarianza factorial, se buscó establecer si las varianzas en las mediciones de las habilidades cognitivas y las calificaciones finales de las materias básicas (a.i., español, matemáticas, ciencias y estudios sociales) muestran una diferencia significativa en la configuración del modelo que mejor ajusta los datos según sexo. Este análisis permitió contrastar la *hipótesis de la mayor variabilidad de los niños*, en la que se sostiene que los niños presentan desempeños menos consistentes que las niñas en destrezas asociadas con las matemáticas, los dominios verbales y habilidades visoespaciales (Lakin, 2013). Posteriormente, se implementaron Modelos de Ecuaciones Estructurales (SEMs, por sus siglas en inglés), con el propósito de conocer los factores que inciden en las calificaciones escolares.

En resumen, este trabajo tuvo como objetivo evaluar las siguientes hipótesis de investigación: a) la hipótesis de las similitudes en el desempeño; b) la hipótesis de la mayor variabilidad en los niños que en las niñas y; c) el poder predictivo de la memoria de trabajo y la inteligencia fluida, evaluadas en la edad preescolar, sobre el promedio final de calificaciones escolares del primer año de la educación primaria.

## 2. Modelamiento estadístico

Nuestra estrategia de análisis involucró un estudio de diferencias individuales en el contexto del Análisis Factorial Confirmatorio (CFA, por sus siglas en inglés), Análisis Factorial Confirmatorio Multigrupo (MGCFA, por sus siglas en inglés) y Modelos de Estructuras de Covarianza (SEMs, por sus siglas en inglés). La Figura 1 muestra el modelo de medición y el SEM propuestos y examinados para esta investigación. El modelo de medición, presentado en la parte superior de la Figura 1, muestra las correlaciones entre las

variables latentes inteligencia fluida, calificaciones y capacidad de memoria de trabajo. Este modelo es de suma importancia porque permite evaluar si los constructos propuestos explican de manera satisfactoria las puntuaciones de los participantes en las variables observadas en este estudio.

El modelo de medición presentado en la Figura 1 fue comparado, en términos de ajuste estadístico, con un modelo que no incluye la correlación entre las varianzas residuales de los indicadores de las asignaturas de español y de matemáticas. El motivo para incluir esta correlación en el análisis se fundamenta en que, teóricamente, en el primer año de educación primaria, las asignaturas de español y matemática tienen grandes semejanzas. En ambas, por ejemplo, se procura desarrollar competencias vinculadas con la adquisición de sistemas simbólicos, como los números o el alfabeto, lo cual supone una alta demanda de procesos de memoria y de procesamiento fonológico (Jordan, Hanich y Kaplan, 2003; Vukovic y Lesaux, 2013). A su vez, en ambas materias se requiere del uso de vocabulario especializado (Adams, 2003). En el caso de las asignaturas de estudios sociales y ciencias, lo que se reporta en el primer grado, es un énfasis en articular temas y habilidades para comprender su entorno, enfrentarse a situaciones cotidianas que le permitan aprender sobre cómo convivir, y sobre la relación individuo-colectividad (MEP, 2017).

Las diferencias en función de la variable del sexo del estudiantado participante fueron evaluadas vía pruebas de invarianza factorial y mediante pruebas de invarianza estructural. En las pruebas de invarianza factorial se restringieron uno a uno los diferentes parámetros del modelo, lo que dio origen a tres niveles de equivalencia factorial: invarianza de configuración (i.e., la misma estructura factorial para ambos grupos), invarianza de medida (i.e., la misma estructura factorial y las mismas cargas factoriales para ambos grupos) e invarianza fuerte (i.e., la misma estructura factorial, las mismas cargas factoriales y los promedios de las variables observadas iguales para ambos grupos).

Una vez establecido el nivel de invarianza fuerte, se pueden realizar las pruebas de invarianza estructural con las que se puede valorar si las varianzas, las covarianzas y los promedios de las variables latentes pueden ser asumidos como equivalentes a través de los grupos. Evidencias a favor del supuesto de la invarianza factorial permiten establecer las bases para comparar grupos en los parámetros de las variables latentes (e.g., varianzas, covarianzas y promedios). Además, desviaciones significativas de este supuesto podrían incidir en que diferencias sistemáticas entre grupos sean producto de variables latentes no

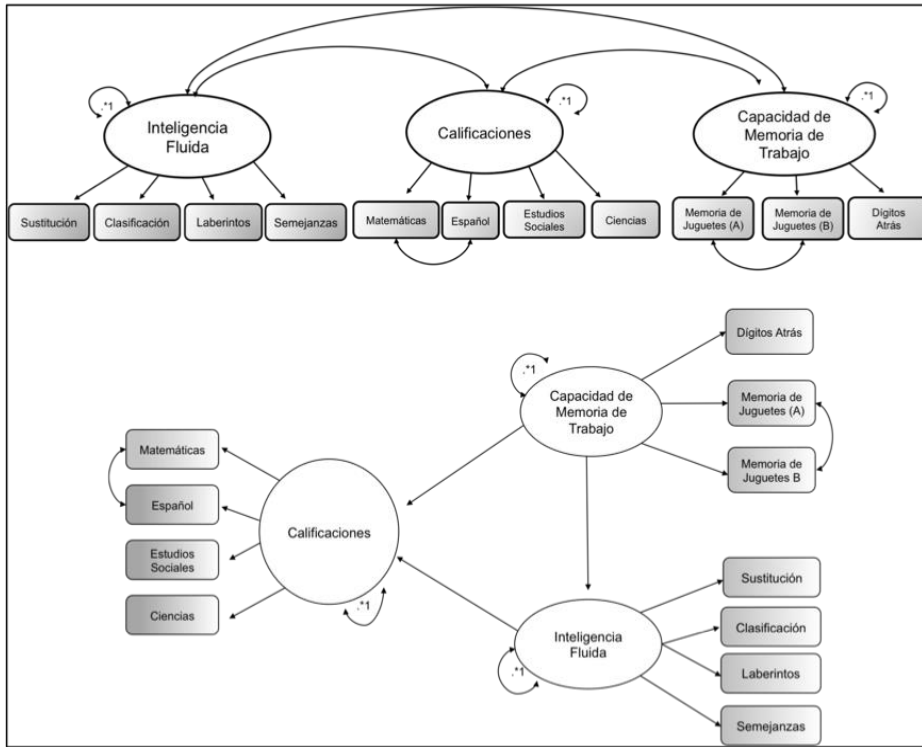
contempladas en el modelo en cuestión. Bajo estas circunstancias, los grupos deben ser analizados individualmente.

Las pruebas de invarianza factorial y estructural tienen una relación específica con nuestras hipótesis de investigación, de manera que, el primer modelo de invarianza de configuración nos permite averiguar si las niñas y los niños comparten la misma estructura factorial. Segundo, el modelo de invarianza fuerte permite evaluar si en términos del sexo, los grupos fueron equivalentes en los promedios de las variables observadas. Tercero, el modelo de invarianza estructural, al nivel de las varianzas de las variables latentes, permite el escrutinio de la hipótesis de la mayor variabilidad de los niños. Cuarto, el modelo de invarianza estructural al nivel de los promedios de las variables latentes permite inspeccionar la hipótesis de las similitudes en el desempeño. Quinto, después de evaluar la invarianza estructural, al nivel de las covarianzas entre las variables latentes, se puede corroborar si los parámetros de los niños y las niñas en el modelo de medición son equivalentes.

Posteriormente a esto, se procedió a evaluar el SEM presentado en la parte inferior de la Figura 1. Tal y como se muestra en dicha figura se propone que la capacidad de memoria de trabajo y las medidas de inteligencia fluida, ambas evaluadas durante el periodo preescolar, predicen las calificaciones durante el primer grado escolar. Además, se espera que diferencias individuales en la capacidad de memoria de trabajo expliquen las puntuaciones en inteligencia fluida.



**Figura 1**  
**Modelo de medición y modelo de ecuaciones estructurales**



Modelo de Medición (arriba) y modelo de Ecuaciones Estructurales (abajo). La correlación entre los indicadores de Memoria de Juguetes (A) y Memoria de Juguetes (B) se debe a que ambos son componentes de la prueba de señalamiento auto ordenado (Archibald y Kerns, 1999) y lo único en que se diferencia es en la cantidad de elementos.

**Fuente:** Elaboración propia, 2018

### 3. Método

#### 3.1 Participantes

En Costa Rica, la Educación Preescolar se divide en dos ciclos educativos: ciclo de transición, que es el año previo a la educación primaria, donde se atiende a estudiantes entre los cinco años con tres meses y los seis años con dos meses de edad, y el ciclo materno infantil, donde se atiende a niñas y niños antes de los cinco años con tres meses de edad (Fernández, 2016).

Para el estudio se utilizó un muestreo por conveniencia, y en los análisis se utilizaron solamente los casos que contaban con todas las pruebas aplicadas en la edad preescolar, así como el reporte de las notas en primer grado. El reclutamiento se realizó en las instituciones educativas durante reuniones con las familias del estudiantado, en las cuales se les explicaron los objetivos y procedimientos del estudio. Por tanto, las personas

participantes del estudio fueron aquellas quienes contaron con la autorización de la persona encargada y que asentían participar del proceso.

En esta investigación se incluyeron medidas de capacidad de memoria de trabajo y de inteligencia fluida de 132 participantes (65 niños y 67 niñas). Al momento de la evaluación, los niños tenían una edad promedio de 5.93 años ( $DE = 0.5$  años) y las niñas tenían una edad promedio de 5.87 años ( $DE = 0.52$ ). El estudiantado participante pertenecía a tres centros de educación preescolar públicos, ubicados en los cantones de la provincia de San José (Costa Rica), a saber: Vázquez de Coronado, Tibás, Montes de Oca y San José. La población infantil partícipe en este estudio contaba con el consentimiento informado de la persona cuidadora, habla español como lengua materna y no presentaba condiciones de desarrollo atípico, ni problemas de aprendizaje reportados al momento de la evaluación. Posteriormente, en el momento en que las niñas y los niños que se evaluaron en preescolar finalizaron su primer año de educación primaria, se les solicitó a las instituciones respectivas el promedio anual de sus calificaciones en las asignaturas de matemáticas, español, estudios sociales y ciencias.

## 3.2 Instrumentos

**3.2.1. Dígitos hacia atrás (Weschler, 1991).** Esta es una de las pruebas estándar en evaluación de capacidad de memoria de trabajo que requiere la habilidad de almacenar y manipular la información de manera simultánea. La tarea está compuesta por 7 niveles de dificultad. En el primer nivel, el evaluador dice en voz alta dos números que la persona debe recordar y reportar en orden inverso. Cada nivel de dificultad está compuesto por dos ensayos, si en los dos ensayos la persona logra reportar los números de manera correcta, se pasa al siguiente nivel en el que se añade un número más a la lista que debe recordar. Cada nivel tiene una calificación máxima de 2 puntos y mínima de 0. Si se falla los dos ensayos del nivel se detiene la prueba.

**3.2.2. Señalamiento autoordenado (Archibald y Kerns, 1999).** La tarea se divide en dos secciones: Memoria de Juguetes A y Memoria de Juguetes B. La primera está compuesta por 6 láminas, cada una con 6 figuras que representan juguetes. Cada lámina incluye las mismas figuras pero distribuidas de manera distinta en el espacio. La persona debe señalar una figura diferente en cada lámina, ya que de lo contrario se califica como un error. La tarea

se aplica tres veces y el puntaje máximo en la A es de 18 puntos (6 puntos por cada intento). En B se incluyen dos figuras nuevas y se aplica de la misma forma inmediatamente después de la A. El puntaje máximo en B es de 24 puntos (8 puntos por cada intento). Para su puntuación solo se toma en cuenta la cantidad de figuras señaladas correctamente.

**3.2.3. Escala 1 Factor g (Cattell y Cattell, 2005).** Para la evaluación de la inteligencia fluida se eligió la Escala 1 Factor g para las edades de 4 a 8 años. Es un test que incluye cuatro subpruebas en donde la persona participante completa el folleto según las indicaciones del evaluador. Se aplicaron las cuatro subpruebas que se detallan a continuación:

**3.2.3.1. Sustitución:** Esta subprueba consiste en 6 filas de 10 figuras cada una. En la parte superior de la prueba se indica la correspondencia entre 6 figuras y 6 símbolos. La persona debe escribir debajo de cada figura el símbolo correspondiente tan rápido como les sea posible. La tarea debe ejecutarse en un máximo de 80 segundos. De acuerdo con las normas de corrección, la puntuación se obtiene al dividir la cantidad de aciertos entre 5, aplicando normas de redondeo a la puntuación final que tiene un máximo de 18 puntos.

**3.2.3.2. Clasificación:** En esta prueba se muestran láminas que tienen dos columnas. En cada columna aparecen figuras de una misma categoría y un cuadro vacío. Luego se entrega a la persona cuatro tarjetas con figuras y se le pide que las ubique en los espacios desocupados de las columnas según la categoría a la que pertenece. No tiene tiempo límite. Se asigna un punto por cada lámina completada correctamente, hasta llegar a un máximo de 12 puntos.

**3.2.3.3. Laberintos:** Se le muestra a la persona un laberinto en el cual debe trazar el camino correcto a través de doce casillas. Se le indica que debe resolver el laberinto pasando por todas las casillas sin atravesar ninguna de las líneas, bordearlas o pasar sobre ellas. El tiempo máximo de la prueba es de 90 segundos. En total son 12 casillas, se asigna un punto por cada casilla que se logra pasar correctamente.

**3.2.3.4 Semejanzas:** En esta tarea se presenta una serie de filas con dibujos. Al inicio de cada fila se muestra el dibujo modelo y se le indica a la persona que debe buscar en el resto de la fila la figura que sea exactamente igual al modelo y marcarlo con una cruz encima. Son doce filas y se cuenta con dos minutos para su realización. Se asigna un punto por cada acierto, hasta llegar a un máximo de 12 puntos.

#### **3.2.4. Calificaciones escolares**

En este estudio se utilizaron las calificaciones escolares obtenidas en las cuatro asignaturas básicas: español, matemáticas, estudios sociales y ciencias al finalizar el primer grado. En Costa Rica, el rendimiento académico es valorado mediante una escala que va de 1 a 100, donde este último número es la mejor nota posible. De acuerdo con el reglamento de evaluación de los aprendizajes (MEP, 2009), los componentes y respectivos porcentajes de las calificaciones para cada asignatura del primer año escolar se desglosan en *trabajo cotidiano* (50%), que abarca lo realizado durante las lecciones; *trabajo extraclase* (10%), que incluye actividades fuera del horario lectivo, cuyo propósito es reforzar objetivos, contenidos curriculares, habilidades consignadas en el planeamiento didáctico; *pruebas* (30%), que son instrumentos de medición escrita, oral o de ejecución, cuyo fin es que el estudiante demuestre la adquisición de un aprendizaje, dominio o desarrollo de una destreza; *concepto* (5%) constituido por el juicio profesional valorativo y global que emite el equipo docente con respecto al desempeño y actitud en cada asignatura; y *asistencia* (5%), que evalúa la presencia de del estudiantado en las lecciones y actividades escolares. Para aprobar el año escolar se debe obtener, en cada una de las asignaturas, un promedio anual igual o superior a sesenta y cinco.

### **3.3 Procedimiento**

Cuando el estudiantado participante cursó el periodo preescolar se convocó a una reunión con las familias, en estas se expusieron los objetivos, la metodología y los criterios de inclusión del estudio. Al final de la reunión se hizo entrega del consentimiento informado. Las familias interesadas en participar debían enviar a las docentes el consentimiento informado firmado, quienes lo entregaban al personal de investigación a cargo del proyecto. Una vez seleccionadas las personas participantes, se programaron las sesiones de evaluación.

Cada centro educativo asignó un espacio para aplicar las pruebas, las cuales se realizaron durante el horario de clases. Las tareas de capacidad de memoria de trabajo y de inteligencia fluida fueron aplicadas por una persona investigadora previamente entrenada. Cada estudiante fue evaluado de forma individual. Las sesiones duraron, en promedio, 30 minutos. En el sitio de evaluación se contó con una cámara de video que registró toda la sesión, al finalizar, la persona estudiante era llevada de vuelta al aula. Posteriormente, cuando el estudiantado participante finalizó su primer grado en primaria, se contactó al centro educativo para solicitar el promedio anual de cada una de las cuatro asignaturas básicas.

### **3.4 Análisis estadísticos**

Se emplearon CFAs para explorar invarianza factorial en función de la variable sexo, y SEMs para evaluar si diferencias individuales en capacidad de memoria de trabajo y puntuaciones en la inteligencia fluida, estas, medidas en la edad preescolar, predicen el desempeño escolar del esudiantado en su primer grado en educación primaria.

Para los CFA y MGCFA se aplicaron una serie de pruebas anidadas en las que se fueron restringiendo sucesivamente uno a uno diferentes parámetros del modelo. Primero, se encontró que el número de factores y las variables fueron iguales para cada grupo, lo que supone invarianza de configuración, por ello se procedió a contrastar un modelo para estimar las cargas factoriales sin establecer diferencias entre los grupos (i.e., invarianza de medida). Como el modelo de invarianza de medida se ajustó adecuadamente a los datos, se examinó si los interceptos eran los mismos en cada grupo. A este último modelo se le llama invarianza fuerte o invarianza escalar. Una vez establecida la evidencia a favor de este último modelo, se contrastó paso a paso si las varianzas, las covarianzas y las medias de las variables latentes eran estadísticamente similares entre grupos.

De esta manera, el presente estudio examinó consecutivamente los siguientes modelos de invarianza factorial e invarianza estructural: (a) invarianza de configuración, (b) invarianza de medida, (c) invarianza fuerte, (d) las varianzas, (e) las covarianzas (f) y las medias de las variables latentes. El ajuste de cada modelo respecto a los datos se juzgó mediante los siguientes estadísticos o índices de ajuste: (a) el estadístico  $\chi^2$  cuyo valor  $p$  debe ser mayor a 0.05 para evaluar la diferencia entre las relaciones predichas y las relaciones observadas (Jöreskog, 1969); (b) error cuadrático medio de aproximación (RMSEA por sus siglas en

inglés) cuyos valores menores o iguales a .06 se consideran aceptables (Steiger y Lind, 1980); (c) el índice de ajuste comparativo (CFI por sus siglas en inglés; Bentler, 1990) que ha demostrado un adecuado comportamiento para la evaluación de los modelos de invarianza factorial (Cheung y Rensvold, 2002) en donde valores superiores a .95 indican un excelente ajuste; (d) las diferencias en el CFI entre modelos anidados (i.e.,  $\Delta\text{CFI}$ ) en las cuales valores no mayores que 0.01 pueden verse como evidencia de invarianza factorial (Cheung y Rensvold, 2002); y e) criterio de información de Akaike (AIC por sus siglas en inglés; Akaike, 1973) que estima la discrepancia entre el modelo estimado y el modelo verdadero, en donde modelos con valores menores indican un mejor ajuste. Respecto a este índice se ha sugerido que tiende a favorecer modelos complejos cuando el tamaño de la muestra es pequeño. Para aliviar este sesgo se han desarrollado algunas variantes, entre ellas, el Criterio de información de Akaike consistente (CAIC por sus siglas en inglés; Bozdogan, 1987) que presenta un mejor comportamiento en muestras pequeñas y modelos con un elevado número de parámetros.

Con el propósito de identificar y de proporcionar una escala a las variables latentes, fijamos las varianzas de las variables latentes a 1 (ver Figura 1) debido que este método ofrece varias ventajas en comparación con el método de fijar alguna de las cargas factoriales (Little, Slegers, Card, 2006). El análisis de datos fue realizado con el ambiente y lenguaje de programación estadística R version 3.3.3. (R Core Team, 2017), y se emplearon los paquetes lavaan (Rosseel, 2012), semTools (Pornprasertmanit, Miller, Schoemann y Rosseel, 2014) y semPlot (Epskamp, 2014).

#### **4. Resultados**

Uno de los objetivos de este estudio fue contrastar el modelo base con el modelo alternativo. Este último modelo incluye la correlación entre las varianzas específicas de las asignaturas español y matemática. La Tabla 1 muestra que el valor  $p$  del test  $\chi^2$  y todos los índices de ajuste indican mayor evidencia estadística a favor del modelo alternativo, lo cual apoya la hipótesis que sostiene que las asignaturas español y matemática comparten varios aspectos.

**Tabla 1**  
**Índices de ajuste para los modelos de medición**

Modelo	$\chi^2$	df	p	CFI	RMSEA	AIC	CAIC	$\Delta$ CAIC
Base	72.432	40	.001	.966	.078	6475.523	6619.186	19.23
Alternativo	47.318	39	.169	.991	.040	6452.409	6599.956	0.000

*Nota.* CFI=Índice de ajuste comparativo; RMSEA=Error cuadrático medio de aproximación; AIC=Criterio de información de Akaike; CAIC=Criterio de información de Akaike consistente.  $\Delta$ CAIC=Deltas del criterio de información de Akaike consistente.

**Fuente:** Elaboración propia. 2018

#### 4.1 Análisis de invarianza factorial

El análisis indicó que existe evidencia estadística para asumir que, en términos de capacidad de memoria de trabajo, inteligencia fluida y calificaciones escolares, la población infantil incluida en este estudio presenta parámetros estimados que son estadísticamente equivalentes. La Tabla 2 muestra que, partiendo del modelo de invarianza de configuración hasta el modelo en el que se han restringido las medias de las variables latentes, los índices de ajuste no sufren un cambio significativo, algunos de estos presentan un mejor ajuste del modelo con respecto a los datos (e.g., RMSEA, AIC y CAIC).

**Tabla 2**  
**Índices de ajuste para los modelos de invarianza factorial**

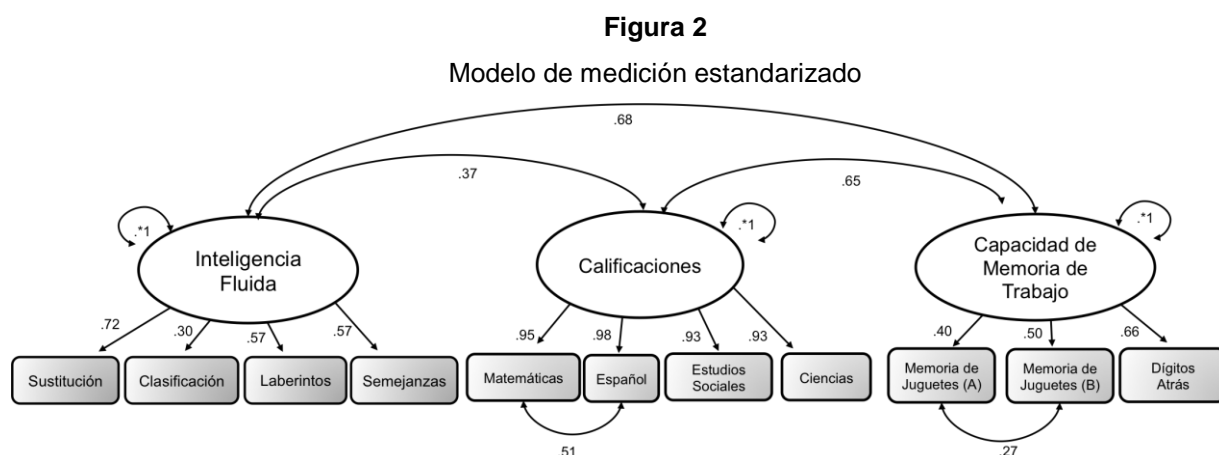
Modelo	$\chi^2$	df	p	CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA	AIC	CAIC
Invarianza de configuración	88.9	78		.989		.046	6483.171	6778.265
Invarianza de medida	97.7	86	.36	.988	.0008	.045	6475.916	6739.947
Invarianza fuerte	106.8	94	.33	.987	.0011	.045	6469.009	6701.976
+ Varianzas	110.5	97	.30	.986	.0007	.046	6466.693	6688.012
+ Covarianzas	112.8	100	.51	.987	-.0007	.044	6463.024	6672.695
+ Medias	115.9	103	.38	.987	.0001	.044	6460.131	6658.155

*Nota.* CFI = Índice de ajuste comparativo;  $\Delta$ CFI = Índice de ajuste comparativo delta; RMSEA= Error cuadrático medio de aproximación; AIC = Criterio de información de Akaike; CAIC = Criterio de información de Akaike consistente.

**Fuente:** Elaboración propia, 2018

Debido a que las pruebas de invarianza factorial e invarianza estructural no mostraron diferencias según sexo, se procedió a estimar el modelo de medición sin tomar en cuenta esta variable (ver Figura 2). Este modelo muestra las cargas factoriales, las correlaciones entre las variables latentes, así como las correlaciones entre los indicadores correspondientes a las materias de matemática y español.

Todas las cargas factoriales y las covarianzas fueron estadísticamente significativas ( $p < 0.05$ ). De esta manera, el modelo de medición aporta evidencia a la hipótesis de que los constructos inteligencia fluida, calificaciones escolares y capacidad de memoria de trabajo, explican de manera satisfactoria las puntuaciones en las variables observadas.



**Fuente:** Elaboración propia, 2018

## 4.2 Modelos estructurales

El buen ajuste del modelo de medición permitió proceder a la estimación del SEM mostrado en la parte inferior de la Figura 1. Como se esperaba, este modelo indicó que la capacidad de memoria de trabajo tiene un efecto positivo sobre las calificaciones y la inteligencia fluida. Sin embargo, contrario a lo esperado, la inteligencia fluida no mostró un efecto significativo sobre las calificaciones (datos no mostrados). Se procedió a estimar un modelo en el que se restringió este parámetro a cero. La Tabla 3 muestra los índices de



ajuste del SEM propuesto inicialmente (i.e., Modelo inicial), y el SEM en el que se restringió a cero el efecto de la inteligencia fluida sobre las calificaciones (i.e., Modelo final)<sup>5</sup>.

**Tabla 3**  
**Índice de ajuste de los modelos estructurales**

Modelo	$\chi^2$	df	p	CFI	RMSEA	AIC	CAIC	$\Delta$ CAIC
<b>Modelo inicial</b>	47.300	39	.169	.991	.040	3230.018	3377.564	5.440
<b>Modelo final</b>	47.800	40	.187	.992	.038	3228.455	3372.120	0.000

*Nota.* CFI = Índice de ajuste comparativo; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación; AIC = Criterio de información de Akaike; CAIC = Criterio de información de Akaike consistente.  $\Delta$ CAIC = Deltas del criterio de información de Akaike consistente.

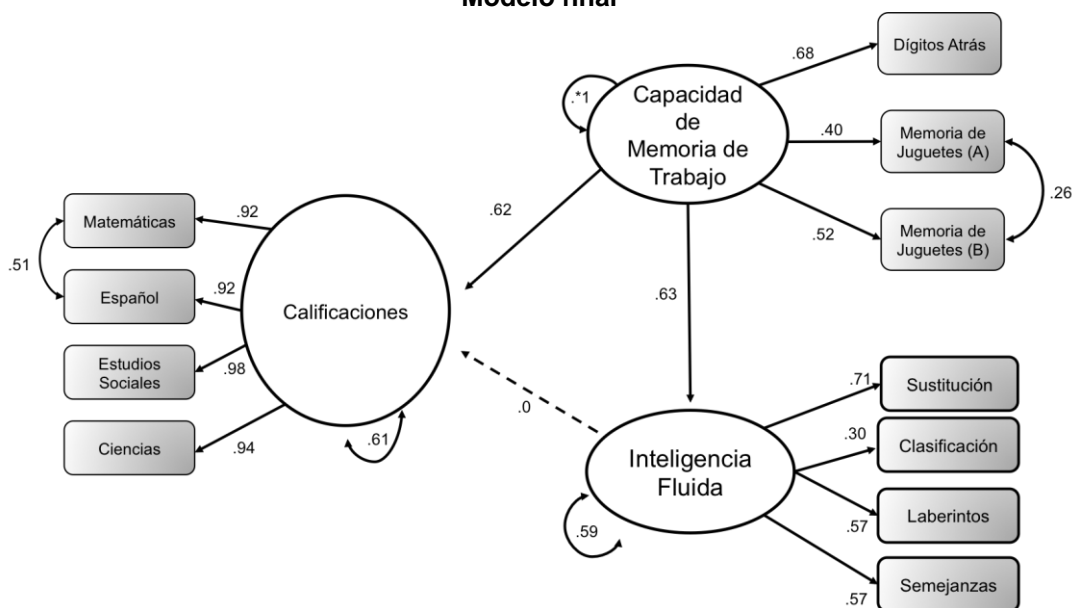
**Fuente:** Elaboración propia, 2018

Como se mencionó en la sección Análisis de datos, los índices de ajuste CAIC y  $\Delta$ CAIC son especialmente útiles para la selección de modelos, pues toman en cuenta su complejidad (i.e., número de parámetros), el tamaño de la muestra y ofrecen una métrica para seleccionar el modelo que, entre múltiples candidatos, presente el mejor ajuste. Así, los valores del  $\Delta$ CAIC indican que el Modelo final es el que se ajusta mejor a los datos. La Figura 3 muestra los parámetros estimados para este modelo. Todas las cargas factoriales, los efectos directos y las covarianzas mostraron valores estadísticamente significativos ( $p < 0.05$ ). Los resultados del estudio indican que la capacidad de memoria de trabajo, evaluada durante el periodo preescolar, predice las calificaciones del estudiantado en su primer grado escolar.

<sup>5</sup> Se realizó un análisis de potencia estadística con simulaciones de Monte Carlo en el que se tomó en cuenta la cantidad de variables latentes, el tamaño de los efectos entre las variables latentes (i.e., regresiones) y los rangos específicos para las cargas factoriales.

La simulación incluyó tamaños de muestra desde las 130 unidades hasta las 300 unidades. Cada tamaño de muestra incluyó 10 simulaciones para un total de 1710 (171 muestras x 10 repeticiones por cada muestra) de las cuales 1709 convergieron. El análisis demostró que, a partir de las 130 observaciones, se puede observar que la potencia estadística para los parámetros del modelo es mayor a 0.80.

**Figura 3**  
**Modelo final**



Fuente: Elaboración propia

## 5. Discusión

Para niñas y niños, la transición del nivel preescolar a educación primaria representa un cambio cualitativamente importante que, entre otros aspectos, incorpora las calificaciones escolares como criterio de logro académico (Murillo, 2013). En este contexto, el objetivo principal de este trabajo fue examinar el papel de la memoria de trabajo y la inteligencia fluida, evaluadas durante la edad preescolar, en las calificaciones en su primer año de la educación primaria. Puesto que nuestro trabajo incluyó estudiantes de ambos géneros fue necesario evaluar el supuesto de la invarianza factorial y la invarianza estructural como requisito para una interpretación adecuada de los parámetros arrojados por los AFCs y los SEMs. Además, la corroboración de estos supuestos estadísticos permitió examinar la hipótesis de las similitudes (Hyde, 2014) y la hipótesis de la mayor variabilidad de los niños (Lakin, 2013).

### 5.1 El papel de la capacidad de memoria de trabajo y la inteligencia fluida en las calificaciones escolares

En relación con el objetivo principal de este trabajo, se encontró que cuando se controlan estadísticamente los aspectos que comparten la capacidad de la memoria de

trabajo y la inteligencia fluida, la primera es la única que está asociada con un incremento en las calificaciones (ver Figura 3). Este hallazgo, junto con los resultados arrojados por el AFC (ver Figura 2), permiten sugerir que, en el contexto de nuestro estudio, la relación entre las calificaciones y la inteligencia fluida se debe, principalmente, a los aspectos que comparten las variables latentes inteligencia fluida y capacidad de memoria de trabajo.

De esta manera, los resultados de nuestra investigación sugieren que diferencias individuales en la capacidad de mantener y manipular información, durante la edad preescolar, son un indicador temprano del buen desempeño del estudiantado en los criterios incluidos en el currículo del primer año escolar. En particular, en este trabajo sugerimos que la contribución de la capacidad de la memoria de trabajo en las calificaciones escolares puede dividirse en dos facetas de una misma dimensión: adaptación a las demandas sociales del contexto educativo (Thornton y Conway, 2013) y procesos de aprendizaje académico (Alloway y Alloway, 2010; Gathercole *et al.*, 2004). Por un lado, la adaptación a las demandas sociales del contexto educativo están relacionadas con la valoración y juicio profesional de las docentes en relación con la manera en la que las y los estudiantes siguen las actividades educativas que se llevan a cabo en clase (i.e., trabajo cotidiano), la adecuada realización de las tareas cortas realizadas en casa (i.e., trabajo extra clase) y el ajuste global de las niñas y los niños a las demandas del contexto educativo durante el proceso de aprendizaje en todas las asignaturas (i.e., concepto; MEP, 2009). Por otro lado, la capacidad de memoria de trabajo participa en los procesos de aprendizaje académico vinculados con aspectos que requieren la manipulación de nuevas estructuras representacionales necesarias para la resolución de problemas de razonamiento (Oberauer, Süß, Wilhelm y Sander, 2007), sea en el contexto de pruebas escritas, orales o de ejecución. En general, esta habilidad se ve estrechamente relacionado con la adquisición, el dominio o desarrollo de destrezas relacionadas con la lectoescritura, las matemáticas, etc.

En relación con las calificaciones, es importante resaltar que, de acuerdo con nuestro conocimiento, este es el primer estudio en el país que intenta evaluar si las calificaciones de las cuatro asignaturas básicas del primer grado escolar forman parte de una sola variable latente. Los resultados arrojados por el AFC y el SEM (ver Figura 2 y Figura 3) muestran que las calificaciones son una medida bastante consistente, pues cada una de ellas mostró cargas factoriales muy elevadas (i.e., cercanas a 1), y la magnitud de dichas cargas fue bastante similar. Además, sugerimos que las calificaciones reflejan un esfuerzo sostenido

durante todo el año escolar e incluyen elementos como la motivación, habilidades sociales y actitudes necesarias para adaptarse al contexto escolar (McMillan *et al.*, 2002; Montero *et al.*, 2007).

Otro punto a resaltar, en relación con las calificaciones, es que las asignaturas matemáticas y español comparten más elementos entre sí que con estudios sociales y ciencias. Nosotros interpretamos este hallazgo en la línea de lo que proponen Gathercole y Pickering (2000), y es que a los siete años de edad hay una fuerte relación entre las materias en las que se desarrolla la competencia lingüística de la lengua materna y las competencias que se van adquiriendo en la asignatura de matemáticas. En particular, se sugiere que los contenidos académicos de ambas asignaturas demandan procesos como la decodificación de simbologías, aplicación de reglas gramaticales, reglas aritméticas, codificación, mantenimiento y recuperación de los códigos fonológicos y procesos que brindan la capacidad de reconocer unidades simbólicas para representarlas en unidades con significado (Geary, 2007), a diferencia, quizás, de lo requerido en las asignaturas de estudios sociales y ciencias, que se orientan a la adquisición de habilidades de vida diaria y a la relación con el entorno (MEP, 2017). En general, los hallazgos relacionados con las calificaciones escolares proporcionan evidencias iniciales de su validez como una medida de logro académico.

Asimismo, este estudio confirmó la, frecuentemente reportada, relación entre diferencias individuales en capacidad de memoria de trabajo y las variaciones entre individuos en inteligencia fluida (Ackerman, Beier y Boyle, 2005; Colom, Flores-Mendoza y Rebollo, 2003; Engle, Tuholski, Laughlin y Conway, 1999; Ginac, 2014; Colom, Abad, Quiroga, Shih y Flores-Mendoza, 2008). Como se ha propuesto en trabajos previos, dicha relación puede ser producto de procesos cognitivos que comparten ambos constructos, a saber, la memoria a corto plazo y la velocidad de procesamiento (Engle, Kane y Tuholski, 1999; Kane, Hambrick y Conway, 2005; Colom, Jung y Haier, 2007), control atencional (Engel y Kane, 2004; Unsworth, Fukuda, Awh y Vogel, 2014; de Abreu, Conway y Gathercole, 2010).

## **5.2 Similitudes de desempeño por sexo**

Los resultados de los análisis de invarianza factorial y estructural indicaron que, en todos los parámetros del modelo, los niños y las niñas fueron estadísticamente equivalentes.

Así pues, estos resultados proporcionan evidencias a favor de la hipótesis de la similitud (Hyde, 2014) y evidencias en contra de la hipótesis de la mayor variabilidad de los niños (Lakin, 2013).

Respecto a la hipótesis de las similitudes, estos hallazgos indican que el nivel de habilidad promedio de los niños y las niñas en calificaciones escolares, capacidad de memoria de trabajo e inteligencia fluida es equivalente. Por un lado, nuestro trabajo no apoya resultados de estudios en los que se sostiene que las niñas obtienen mejores calificaciones escolares (Voyer y Voyer, 2014), mejor desempeño en tareas de memoria de trabajo en modalidad verbal (Lynn e Irwing, 2004) y peor desempeño en tareas de memoria de trabajo en modalidad viso-espacial (Voyer, Voyer y Saint-Aubin, 2017). Por otro lado, los análisis de invarianza factorial y estructural pueden ser interpretados en la línea de estudios en los que en la etapa preescolar no se evidencian diferencias en inteligencia fluida (Đapo y Kolenović-Đapo, 2012; Lynn y Irwing, 2004). En general, la ausencia de diferencias por sexo durante los primeros años de escolaridad apoya la hipótesis de que, en estas variables cognitivas, los niños y las niñas son similares (Hyde, 2005, 2014) y es, quizás, el ambiente y el transcurrir de los años lo que favorece algunas diferencias en las variables psicológicas abordadas en este estudio. Otra posibilidad es que los resultados del presente estudio reflejen algún tipo de cambio a nivel socioeducativo (Miller y Halper, 2014); no obstante, esta explicación alternativa debe tomarse con precaución, pues no conocemos estudios en nuestro país que podamos emplear como punto de referencia.

## **6. Conclusiones**

Nuestros hallazgos permiten conocer el papel de procesos cognitivos que subyacen a las calificaciones escolares, lo que sugiere la capacidad de la memoria de trabajo como indicador temprano del rendimiento académico. Los resultados del presente estudio indican que un bajo desempeño en la capacidad de memoria de trabajo compromete la articulación de los recursos cognitivos involucrados con la ejecución de las tareas del contexto académico. Por ejemplo, sostener la atención en la pizarra mientras se atiende la instrucción de la docente o mantener más elementos activos durante la transcripción de textos y durante dictados (Alloway y Alloway, 2010). La comprensión de este y otros indicadores tempranos, que modulan las destrezas académicas y sociales podrían aportar información que

disminuya y/o prevenga algunas de las dificultades que se afrontan en la transición de la educación preescolar a la educación primaria (Davoudzadeh, McTernan y Grimm, 2015).

Si bien los hallazgos del presente estudio apoyan la hipótesis de las similitudes de desempeño por sexo, futuras investigaciones deberían tomar en cuenta el enfoque de la interseccionalidad de la investigación en psicología (Cole, 2009). Este enfoque propone que en el estudio de las diferencias por sexo, es necesario incluir variables como el grupo étnico y la clase social, ya que estos factores pueden funcionar como variables moderadoras de las diferencias cognitivas por género. En nuestro país, identificar el contexto (e.g., la clase social, tipo de área de asentamiento humano; por ejemplo, zonas urbanas y zonas rurales) en el cual las diferencias por sexo pueden aparecer o desaparecer, es el primer paso para el desarrollo estrategias educativas (e.g., entrenamiento y/o intervención) que busquen maximizar las competencias del estudiantado que presenta desventajas.

## 7. Agradecimientos

Este trabajo se desarrolló en el marco del proyecto N° A8310 funciones ejecutivas, inteligencia maquiavélica, teoría de la mente y sus implicaciones en el rendimiento académico: un estudio longitudinal en niñez escolar y preescolar, auspiciado por la Vicerrectoría de Investigación de la Universidad de Costa Rica.

Agradecemos enormemente a todas las escuelas, docentes, familias, niños y niñas que participaron en este estudio, así como a todo nuestro personal asistente por su compromiso durante las evaluaciones y recolección de datos. También agradecemos al Ph.D Jaime Fornaguera Trías y al M.Sc Michael Padilla Mora por sus valiosos aportes para la elaboración de este manuscrito. Esta investigación no hubiese sido posible sin el apoyo y colaboración del Centro de Investigación en Neurociencias y el departamento de Educación Preescolar del Ministerio de Educación Pública de Costa Rica.

## 8. Referencias

- Ackerman, Phillip L., Beier, Margaret y Boyle, Mary. (2005). Working Memory and Intelligence: The Same or Different Constructs? *Psychological Bulletin*, 131(1), 30–60. doi: 10.1037/0033-2909.131.1.30
- Adams, Thomasenia. (2003). Reading mathematics: More than words can say. *The Reading Teacher*, 56(8), 786–795.

- Akaike, Hirotugu. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. En Boris N. Petrov y Frigyes Csaki (Eds.), *Second International Symposium on Information Theory* (pp. 267 – 281). Budapest: Akademia Kiado.
- Alloway, Tracy y Alloway, Ross. (2010). Investigating the predictive roles of working memory and IQ in academic attainment. *Journal of Experimental Child Psychology*, 106(1), 20-29. doi: 10.1016/j.jecp.2009.11.003
- Archibald, Sara y Kerns, Kimberly. (1999). Identification and description of new test of executive functioning in Children. *Child Neuropsychology*, 5(2), 115-129. doi: 10.1076/chin.5.2.115.3167
- Bentler, Peter. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bozdogan, Hamparsum. (1987). Model selection and Akaike's information criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, 52(3), 345-370. doi: 10.1007/BF02294361
- Brackett, Marc, Floman, James, Ashton-James, Claire, Cherkasskiy, Lillia y Salovey, Peter. (2013). The influence of teacher emotion on grading practices: A preliminary look at the evaluation of student writing. *Teachers and Teaching*, 19(6), 634-646. doi: 10.1080/13540602.2013.827453
- Cain, Kate, Oakhill, Jane y Bryant, Peter. (2004). Children's Reading Comprehension Ability: Concurrent Prediction by Working Memory, Verbal Ability, and Component Skills. *Journal of Educational Psychology*, 96(1), 31-42. doi: 10.1037/0022-0663.96.1.31
- Cattell, Raymond, y Cattell, Karen. (2005). *Test de Factor "g" Escala 1*. Manual (5ta ed.). Madrid: TEA.
- Cheung, Gordon y Rensvold, Roger. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Chuderski, Adam. (2013). When are fluid intelligence and working memory isomorphic and when are they not? *Intelligence*, 41(4), 244–262. doi:10.1016/j.intell.2013.04.003
- Cole, Elizabeth R. (2009). Intersectionality and research in psychology. *American Psychologist*, 64, 170-180. Recuperado de <http://dx.doi.org/10.1037/a0014564>
- Colom, Roberto, Abad, Francisco, Quiroga, María de los Angeles, Shih, Pei Chun y Flores-Mendoza, Carmen. (2008). Working memory and intelligence are highly related constructs, but why? *Intelligence*, 36, 584-606. doi:10.1016/j.intell.2008.01.002

- Colom, Roberto, Escorial, Sergio, Shih, Pei Chun y Privado, Jesús. (2007). Fluid intelligence, memory span, and temperament difficulties predict academic performance of young adolescents. *Personality and Individual Differences*, 42(8), 1503-1514. doi:10.1016/j.paid.2006.10.023
- Colom, Roberto, Flores-Mendoza, Carmen, y Rebollo, Irene. (2003). Working memory and intelligence. *Personality and Individual Differences*, 34(1), 33 – 39. doi: 10.1016/S0191-8869(02)00023-5
- Colom, Roberto, Jung, Rex E. y Haier, Richard J. (2007). General intelligence and memory span: evidence for a common neuroanatomic framework. *Cognitive Neuropsychology*, 24(8), 867-878. doi: 10.1080/02643290701781557
- Đapo, Nermin y Kolenović-Đapo, Jadranka. (2012). Sex differences in fluid intelligence: Some findings from Bosnia and Herzegovina. *Personality and Individual Differences*, 53(7), 811-815. doi: 10.1016/j.paid.2012.05.036
- Davoudzadeh, Pega, McTernan, Melissa L. y Grimm, Kevin J. (2015). Early school readiness predictors of grade retention from kindergarten through eighth grade: A multilevel discrete-time survival analysis approach. *Early Childhood Research Quarterly*, 32, 183–192. doi: 10.1016/j.ecresq.2015.04.005
- de Abreu, Pascale, Conway, Andrew R. y Gathercole, Susan E. (2010). Working memory and fluid intelligence in young children. *Intelligence*, 38(6), 552-561. doi:10.1016/j.intell.2010.07.003
- Deary, Ian J., Strand, Steve, Smith, Pauline, y Fernandes, Cres. (2007). *Intelligence and educational achievement*. *Intelligence*, 35, 13–21. doi: 10.1016/j.intell.2006.02.001
- Engle, Randall, Kane, Michael y Tuholski, Stephen. (1999). Individual differences in working memory capacity and what they tell us about controlled attention, general fluid intelligence and functions of the prefrontal cortex. En Akira Miyake and Priti Shah (Eds.), *Models of Working Memory: Mechanisms of Active Maintenance and Executive Control* (pp. 102-134). London: Cambridge Press. doi: 10.1017/CBO9781139174909.007
- Engle, Randall W., Tuholski, Stephen W., Laughlin, James E. y Conway, Andrew R. (1999). Working memory, short-term memory, and general fluid intelligence: a latent-variable approach. *Journal of Experimental Psychology: General*, 128(3), 309-331.
- Engle, Randall W. y Kane, Michael J. (2004). Executive attention, working memory capacity, and a two-factor theory of cognitive control. En Brian Ross (Ed.), *The Psychology of Learning and Motivation*, 44, 145-199. New York: Elsevier.
- Epskamp, Sasha. (2014). *semPlot: Path diagrams and visual analysis of various SEM packages' output*. R package versión 1.0.1. [Software de computación]. Recuperado de <http://CRAN.R-project.org/package=semPlot>



- Fernández, Andrés. (2016). *Educación Preescolar en Costa Rica: Historia y situación actual (1860-2015)*. San José, Costa Rica: Ministerio de Educación Pública. Recuperado de [www.mep.go.cr/indicadores\\_edu/BOLETINES/Preescolar.pdf](http://www.mep.go.cr/indicadores_edu/BOLETINES/Preescolar.pdf)
- García, María de los Ángeles. (2012). *Las funciones ejecutivas cálidas y el rendimiento académico* (Tesis Doctoral). Universidad Complutense de Madrid, España. Recuperado de <http://eprints.ucm.es/17102/1/T34030.pdf>
- Gathercole, Susan E. y Pickering, Susan J. (2000). Working memory deficits in children with low achievements in the national curriculum at seven years of age. *British Journal of Educational Psychology*, 70(2), 177–194. doi:10.1348/000709900158047
- Gathercole, Susan, Pickering, Susan, Knight, Camilla y Stegmann, Zoe. (2004). Working memory skills and educational attainment: evidence from National Curriculum Assessments at 7 and 14 Years of Age. *Applied Cognitive Psychology*, 18(1), 1–16. doi 10.1002/acp.934
- Geary, David C. (2007). An evolutionary perspective on learning disability in mathematics. *Developmental Neuropsychology*, 32(1), 471-519. doi: 10.1080/87565640701360924
- Ginac, Gilles. (2014). Fluid intelligence shares closer to 60% of its variance with working memory capacity and is a better indicator of general intelligence. *Intelligence*, 47, 122–133. doi:10.1016/j.intell.2014.09.004
- Giofrè, David, Mammarella y Cornoldi, Irene Cristina. (2013). The structure of working memory and how it relates to intelligence in children. *Intelligence*, 41(5), 396-406. doi:10.1016/j.intell.2013.06.006
- Grasby, Katrina L., Coventry, William L., Byrne, Brian, Olson, Richard K. y Medland, Sarah E. (2016). Genetic and environmental influences on literacy and numeracy performance in Australian school children in Grades 3, 5, 7, and 9. *Behavior genetics*, 46(5), 627-648.
- Guskey, Thomas. (2011). Five obstacles to grading reform. *Effective Grading Practice*, 69(3), 16-21.
- Hyde, Janet Shibley. (2005). The gender similarities hypothesis. *American psychologist*, 60(6), 581.
- Hyde, Janet Shibley. (2014). Gender similarities and differences. *Annual review of psychology*, 65, 373-398.
- Jordan, Nancy C., Hanich, Laurie B. y Kaplan, David. (2003). A longitudinal study of mathematical competencies in children with specific mathematics difficulties versus children with comorbid mathematics and reading difficulties. *Child development*, 74(3), 834-850. doi: 10.1111/1467-8624.00571
- Jöreskog, Karl G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 32, 443–482.

- Kane, Michael J., Hambrick, David Z. y Conway, Andrew R. (2005). Working memory capacity and fluid intelligence are strongly related constructs: Comment on Ackerman, Beier, and Boyle (2005). *Psychological Bulletin*, 131(1), 66–71. doi: 10.1037/0033-2909.131.1.66
- Lakin, Join M. (2013). Sex differences in reasoning abilities: Surprising evidences that male-female ratios in the tails of the quantitative reasoning distributions have increased. *Intelligence*, 41, 263-274. doi: 10.1016/j.intell.2013.04.004
- Lekholm, Alli Klapp y Cliffordson, Christina. (2008). Discrepancies between school grades and test scores at individual and school level: effects of gender and family background. *Educational Research and Evaluation*, 14(2), 181-199. doi: 10.1080/13803610801956663
- Little, Todd D., Slegers, David W. y Card, Noel A. (2006). A non-arbitrary method of identifying and scaling latent variables in SEM and MACS models. *Structural equation modeling*, 13(1), 59-72.
- Lynn, Richard and Irwing, Paul. (2004). Sex differences on the progressive matrices: A meta-analysis. *Intelligence*, 32(5), 481-498. doi: 10.1016/j.intell.2004.06.008
- McMillan, James, Myran, Steven y Workman, Daryl. (2002). Elementary Teachers' Classroom Assessment and Grading Practices. *The journal of educational research*, 95(4), 203-213. doi: 10.1080/00220670209596593
- McQuade, Julia, Murray-Close, Dianna, Shoulberg, Erin y Hoza, Betsy. (2013). Working memory and social functioning in children. *Journal of Experimental Child Psychology*, 115(3), 422-435. doi:10.1016/j.jecp.2013.03.002
- Miller, David I. y Halpern, Diane F. (2014). The new science of cognitive sex differences. *Trends in cognitive sciences*, 18(1), 37-45. doi: 10.1016/j.tics.2013.10.011
- Ministerio de Educación Pública. (2017). *Programas de estudio* [Sitio web]. Recuperado de [http://www.mep.go.cr/programa-estudio?keys=yterm\\_node\\_tid\\_depth=All](http://www.mep.go.cr/programa-estudio?keys=yterm_node_tid_depth=All)
- Ministerio de Educación Pública. (2009). Reglamento de Evaluación de los aprendizajes [Sitio web]. Recuperado de <https://www.mep.go.cr/educatico/reglamento-de-evaluacion-de-los-aprendizajes-2009>
- Montero, Eliana, Villalobos, Jeanette y Valverde, Astrid. (2007). Factores institucionales, pedagógicos, psicosociales y sociodemográficos asociados al rendimiento académico en la Universidad de Costa Rica: Un análisis multinivel. *Relieve*, 13(2), 215-234. Recuperado de [http://www.uv.es/relieve/v13n2/RELIEVEv13n2\\_5.pdf](http://www.uv.es/relieve/v13n2/RELIEVEv13n2_5.pdf)
- Muñoz, Marco y Guskey, Thomas. (2015). Standards-based grading and reporting will improve education. *Phi Delta Kappan*, 96(7), 64-68.

- Murillo, Marielos. (2013). El fracaso escolar en primer ciclo de la educación general básica costarricense. Área lectoescritura. *Káñina, Revista Artes y Letras*, 37(2), 137-158. doi: <http://dx.doi.org/10.15517/rk.v37i2.11852>
- Nair, Sankaran, Czaja, Sara y Sharit, Joseph. (2007). A Multilevel Modeling Approach to Examining Individual Differences in Skill Acquisition for a Computer-Based Task. *Journals of Gerontology: SERIES B*, 62B(Special Issue I), 85–96. doi: 10.1093/geronb/62.special\_issue\_1.85
- Nevo, Einat y Breznitz, Zvia. (2011). Assessment of working memory components at 6 years of age as predictors of reading achievements a year later. *Journal of Experimental Child Psychology*, 109(1), 73–90. doi: 10.1016/j.jecp.2010.09.010
- Oberauer, Klaus, Süß, Heinz-Martin, Wilhelm, Oliver y Sander, Nicolas. (2007). Individual differences in working memory capacity and reasoning ability. En Andrew R.A. Conway, Christopher Jarrold, Michael J. Kane, Akira Miyake, y John N. Towse (Eds.), *Variation in working memory* (pp.49-75). New York: Oxford University Press.
- Pornprasertmanit, Sunthud, Miller, Patrick, Schoemann, Alexander y Rosseel, Yves. (2014). *semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package versión 0.4-6* [Software de computación]. Recuperado de <http://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Primi, Ricardo, Ferrão, María Eugenia y Almeida, Leandro. (2010). Fluid intelligence as a predictor of learning: A longitudinal multilevel approach applied to math. *Learning and Individual Differences*, 20(5), 446-451. doi:10.1016/j.lindif.2010.05.001
- R Core Team. (2017). *R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing* [Software de computación]. Vienna, Austria. Recuperado de <https://www.R-project.org/>
- Rosseel, Yves. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: 10.18637/jss.v048.i02
- Savage, Robert, Lavers, Natalie y Pillay, Vanitha. (2007). Working Memory and Reading Difficulties: *What We Know and What We Don't Know About the Relationship*. *Educational Psychology Review*, 19(2), 185- 221. doi: 10.1007/s10648-006-9024-1
- Schinske, J., y Tanner, Kimberly. (2014). Teaching more by grading less (or differently). *Life Sciences Education*, 13(2), 159-166. doi: 10.1187/cbe.CBE-14-03-0054
- Steiger, James H. y Lind, J. C. (1980). *Statistically-based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- Swanson, Lee y Kim, Kenny. (2007). Working memory, short-term memory, and naming speed as predictors of children's mathematical performance. *Intelligence*, 35(2), 151–168. doi:10.1016/j.intell.2006.07.001

- Thornton, Mark y Conway, Andrew. (2013). Working memory for social information: Chunking or domain-specific buffer? *Neuroimage*, 70, 233-239. doi:10.1016/j.neuroimage.2012.12.063
- Unsworth, Nash, Fukuda, Keisuke, Awh, Edward y Vogel, Edward. (2014). Working memory and fluid intelligence: Capacity, attention control, and secondary memory retrieval. *Cognitive Psychology*, 71, 1–26. doi: 10.1016/j.cogpsych.2014.01.003
- Voyer, Daniel, Voyer, Susan D. y Saint-Aubin, Jean. (2017). Sex differences in visual-spatial working memory: a meta-analysis. *Psychonomic bulletin y review*, 24(2), 307-334.
- Voyer, Daniel y Voyer, Susan D. (2014). Gender differences in scholastic achievement: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 140(4), 1174.
- Vugs, Brigitte, Hendriks, Marc, Cuperus, Julianne y Verhoeven, Ludo. (2014). Working memory performance and executive function behaviors in young children with SLI. *Research in Developmental Disabilities*, 35(1), 62–74. doi:10.1016/j.ridd.2013.10.022
- Vukovic, Rose K. y Lesaux, Nonie K. (2013). The relationship between linguistic skills and arithmetic knowledge. *Learning and Individual Differences*, 23, 87-91. doi. 10.1016/j.lindif.2012.10.00
- Weldon, Rebeca, Mushlin, Harry, Kim, Bia y Sohn, Myeong-Ho. (2013). The effect of working memory capacity on conflict monitoring. *Acta Psychologica*, 142(1), 6-14. doi: 10.1016/j.actpsy.2012.10.002
- Wentzel, Kathryn R. (1991). Relations between social competence and academic achievement in early adolescence. *Child development*, 62(5), 1066-1078.