



Aprendizaje y educación temprana en México: un estudio de descomposición de factores 2012–2018

Learning and Early Education in Mexico:
A Factor Decomposition Study 2012-2018

Aprendizagem e na educação infantil no México:
um estudo de decomposição de fatores 2012–2018

Sara Nohemí Cortez-Soto* 

Jorge Omar Moreno-Treviño** 

Para citar este artículo: Cortez-Soto, S. N. y Moreno-Treviño, J. O. (2024). Aprendizaje y educación temprana en México: un estudio de descomposición de factores 2012–2018. *Revista Colombiana de Educación*, (90), 185-217. <https://doi.org/10.17227/rce.num90-14685>

Recibido: 25/10/2021
Evaluado: 25/08/2022



pp. 185-217

N.º 90

185

* Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León, México. scortezs@uanl.edu.mx.
** Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León, México. jorge.morenotr@uanl.edu.mx.

Resumen

El presente trabajo muestra la importancia de la educación temprana en México y la diferencia en el efecto de la educación preescolar sobre el rendimiento académico de los alumnos entre 2012 y 2018. Se identifica el sesgo de selección que existe entre asistir y no asistir a preescolar y se corrige (Heckman, 1979), permitiendo contar con estimadores insesgados y consistentes de los coeficientes asociados a factores que contribuyen a explicar el rendimiento académico. Usando los datos de PISA 2012 y 2018 para México, se identifican los efectos tratamiento ATE, ATT y ATU (efecto tratamiento promedio, efecto tratamiento promedio sobre los tratados, efecto tratamiento promedio sobre los no tratados) que permiten conocer la brecha en el rendimiento escolar de alumnos con preescolar y sin este. Finalmente, tomando el sesgo de selección de la muestra y basados en esto, se puede realizar una extensión a la descomposición Oaxaca-Blinder (1973), la cual, además de analizar el efecto dotación y producción en la brecha de rendimiento, permite agregar otro efecto, llamado "efecto sesgo de selección" (Mulligan y Rubinstein, 2008; Beblo *et al.*, 2003; Dolton y Makepeace, 1986).

Palabras clave

econometría; educación preescolar; brecha educativa; igualdad de oportunidades educativas; educación matemática

Keywords

econometrics; preschool education; educational gap; equal educational opportunities; mathematics education

Abstract

The following paper shows the importance of early education in Mexico and the effect of preschool level on students' academic performance from 2012 to 2018. In this way, it is identified the selection bias between attending and not attending the preschool level and it is corrected (Heckman, 1979), enabling the estimation of unbiased and consistent coefficients associated with the factors that contribute to explaining students' academic performance. Using PISA 2012 and 2018 for Mexico, the treatment effects identified are estimated: ATE, ATT, and ATU (average treatment effect, average treatment effect on the treated, average treatment effect on the untreated) that allow knowing the gap between the student's academic performance who attended preschool level and the ones who did not. Finally, once the selection bias is identified, an extension of the decomposition Oaxaca-Blinder (1973), which is performed to analyze the effect of endowment and production on the academic performance gap. It allows identifying another effect called the "effect of the selection bias" (Mulligan & Rubinstein, 2008; Beblo *et al.*, 2003; Dolton & Makepeace, 1986).

Resumo

Este artigo mostra a importância da educação infantil no México e a diferença no efeito da educação pré-escolar no desempenho acadêmico dos alunos entre 2012 e 2018. Desta forma, identifica-se o viés de seleção que existe entre frequentar e não frequentar ao pré-escolar, e se corrige (Heckman, 1979), permitindo contar estimadores imparciais e consistentes dos coeficientes associados a fatores que contribuem para explicar o desempenho acadêmico. Usando os dados do PISA 2012 e 2018 para o México, são identificados os efeitos do tratamento ATE, ATT e ATU (efeito médio do tratamento, efeito médio do tratamento nos tratados, efeito médio do tratamento nos não tratados) que permitem conhecer a lacuna no desempenho escolar dos alunos com e sem pré-escolar. Finalmente, tomando o viés de seleção da amostra e com base nisso, pode-se fazer uma extensão à decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), que, além de analisar o efeito de dotação e produção na lacuna de realização, permite adicionar outro efeito, que é chamado de "efeito de viés de seleção" (Mulligan e Rubinstein, 2008; Beblo *et al.*, 2003; Dolton e Makepeace, 1986).

Palavras-chave

econometria; educação pré-escolar; lacuna educacional; igualdade de oportunidades educacionais; educação matemática

Introducción

El capital humano y la educación básica son herramientas fundamentales para asegurar el desarrollo económico de un país y el bienestar de quienes lo habitan, a largo plazo, tal como lo demuestran los trabajos seminales de Schultz (1961), Becker (1964) y Lucas (1988).

Al respecto del estudio de los fundamentos del capital humano, un hallazgo fundamental de las ciencias sociales en las últimas décadas ha sido la importancia de la educación inicial y temprana en el desarrollo humano personal a corto y largo plazo, particularmente en los infantes.

Durante los últimos treinta años, la investigación y las políticas en el campo de la educación de la primera infancia se han vuelto cada vez más visibles debido a: (1) los avances en las neurociencias que muestran que la primera infancia es una etapa crítica en el desarrollo del cerebro (Shonkoff y Phillips, 2000; Heckman, 2007; Cunha *et al.*, 2010); (2) los estudios que muestran un impacto positivo de los programas para la primera infancia en el desarrollo futuro de las personas (Barnett, 1985, 1995, 2008; Knudsen *et al.*, 2006; Heckman *et al.*, 2013; Phillips *et al.*, 2017; Rea y Burton, 2019); (3) el análisis de costo/beneficio de los programas de educación para la primera infancia (Aos *et al.*, 2004; Belfield, 2006; Heckman, 2000; Heckman *et al.*, 2010; Lee *et al.*, 2012; Karoly, 2012); y (4) el impacto potencial de la educación de la primera infancia en la reducción de las desigualdades educativas (Brooks-Gunn, 2003). Estos avances han llevado a los formuladores de políticas de todo el mundo a poner mayor énfasis en ampliar el acceso a la atención y educación de la primera infancia y, al mismo tiempo, mejorar la calidad de estos programas, especialmente para aquellos que se dirigen a niños de familias de bajos ingresos.

Así, brechas sustanciales entre los entornos de los niños favorecidos y los de los niños desfavorecidos plantean serias preocupaciones sobre las perspectivas de vida de los desfavorecidos niños y su movilidad social. En esta línea de estudio, un gran cuerpo de investigación ha documentado cómo las diferencias en los entornos prenatales y los ambientes durante la primera infancia, como la salud materna, la calidad de la crianza y los ingresos familiares desempeñan un papel fundamental en el desarrollo infantil y pueden sustancialmente afectar los resultados de su vida posterior (Heckman, 2008; OECD, 2009; Heckman *et al.*, 2010; Nelson y Sheridan, 2011; Heckman y Karapakula, 2019). Entre esos impactos importantes y a largo plazo, se incluyen dimensiones como la salud y la esperanza de vida (Felitti *et al.*, 1998; Poulton *et al.*, 2002; Centre on the Developing Child, 2010; Aizer *et al.*, 2016; Hoynes *et al.*, 2016; Psacharopoulos y Woodhall, 2017), logros en la educación (Duncan y Magnuson, 2013), empleo e ingresos (Almond y Currie, 2011; Caspi *et al.*, 2016; Valdés, 2018), y los delitos cometidos por jóvenes y adultos (Fergusson *et al.*, 2005; Drake, 2012).

Si bien los estudios anteriores han destacado el hecho de que las intervenciones tempranas no solo promueven la eficiencia económica, sino que también reducen la desigualdad a lo largo de la vida (Heckman, 2006; Heckman y Mosso, 2014), pocos trabajos han documentado sistemáticamente si las intervenciones en la primera infancia en entornos de países en vías de desarrollo pueden reducir las brechas en logros tempranos de educación como lo muestra la evidencia en Estados Unidos (Heckman *et al.*, 2010; Duncan y Magnuson, 2013; Heckman *et al.*, 2010; Heckman y Corbin, 2016).

En el caso específico del estudio del impacto de la educación temprana sobre habilidades y logros escolares en países en vías de desarrollo, Jung y Hassan (2014) encuentran como resultado del acceso a educación inicial reducciones significativas en las brechas de logros para Indonesia entre 2009 y 2010.

De igual manera, Singh (2013) revela que la brecha en los resultados de las pruebas académicas en India se explica por la asistencia a preescolar público o privado.

Por otra parte, una vez que las características del estudiante se contemplan, Sammons *et al.* (2014) demostraron que a los once años de edad el efecto del preescolar persiste en el rendimiento escolar, aunque modestos, representan un aumento significativo a largo plazo, indicando así que asistir al preescolar tiene un impacto persistente y positivo en el rendimiento educativo.

En esta misma área, el estudio de Cortázar (2015) encuentra que en Chile existe evidencia de efectos positivos en los logros académicos de estudiantes de cuarto año asociados a haber tenido acceso a educación inicial.

Finalmente, en un estudio más reciente para México y utilizando la Evaluación Internacional de Alumnos (Programme for International Student Assessment [PISA]) de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), Moreno y Cortez (2020) muestran que la educación preescolar tiene un efecto positivo y significativo en el rendimiento académico de los alumnos que asisten tanto a escuelas públicas como privadas, en México. Aunado a esto, se encuentra que la educación preescolar reduce la brecha de rendimiento entre ambos tipos de escuela, investigación acorde con aquella en la que se afirma que intervenir a temprana edad en la educación de los niños genera un impacto a largo plazo en la formación de capital humano.

En México, los indicadores de aprendizaje de los estudiantes que no cursaron educación preescolar son inferiores a aquellos que tienen la oportunidad de cursar educación preescolar (OCDE, 2010). Los resultados PISA 2012 muestran la desventaja relativa que presenta México en rendimiento educativo en comparación con países desarrollados y en vías de desarrollo (OCDE, 2013).

De acuerdo con los resultados de PISA 2015, México obtuvo un desempeño menor al promedio de los países miembros de la OCDE de alrededor de 75 puntos en las tres áreas que se evalúan. En este año, de los setenta países participantes, las puntuaciones de los estudiantes mexicanos se ubicaron en el lugar 58 en Ciencias, 55 en Lectura y 56 en Matemáticas, es decir, más de 25 posiciones por debajo del promedio de la OCDE.

En este caso, Martínez y Silva (2016) muestran que los resultados de México son incluso inferiores a los de otros países de Latinoamérica (Uruguay, Costa Rica y Colombia). Aunque en algunos ciclos se han producido avances, los datos siguen siendo desalentadores. Entre el 2000 y 2015, el promedio en el área de Matemáticas tuvo un modesto incremento, sin embargo, en Ciencias disminuyó, y en Lectura prácticamente no varió (OCDE, 2016).

Dado el contexto anterior, identificar cómo factores del entorno del estudiante (personales, familiares y escolares) inciden en su rendimiento educativo, así como conocer cuáles de estos factores, a muy temprana edad, generan una desigualdad en el aprendizaje entre alumnos de un mismo país, estado, escuela e incluso salón de clases, son de vital importancia para así, de manera informada, diseñar mejores estrategias de política educativa.

El presente trabajo analiza la importancia de la educación temprana en México y la diferencia en el efecto de la educación preescolar sobre el rendimiento académico de los alumnos comparando los cambios entre 2012 y 2018. En particular, se identifica el sesgo de selección (Heckman, 1979) que existe entre asistir y no asistir a preescolar, y se corrige permitiendo contar con estimadores insesgados y consistentes de los coeficientes asociados a factores que contribuyen a explicar el rendimiento académico. Usando los datos de PISA 2012 y 2018 para México se identifican los efectos tratamiento promedio (*average treatment effect* [ATE]), efecto tratamiento promedio sobre los tratados (*average treatment on the treated* [ATT]) y efecto tratamiento promedio sobre los no tratados (*average treatment on the untreated* [ATU]) que permiten conocer la brecha en el rendimiento escolar de alumnos con preescolar y sin este. Finalmente, tomando el sesgo de selección de la muestra y basados en esto, se puede realizar una extensión a la descomposición Oaxaca-Blinder (1973), la cual, además de analizar el efecto dotación y producción en la brecha de rendimiento, permite agregar otro efecto, llamado “efecto sesgo de selección” (Mulligan y Rubinstein, 2008; Beblo *et al.*, 2003; Dolton y Makepeace, 1986).

Usando esta metodología, el presente estudio permite identificar la importancia que la educación temprana adquiere a través de los años, así como sus efectos específicos sobre el rendimiento académico de los

alumnos en México. De esta manera, la investigación busca proveer respuestas y evidencia a cuestionamientos como: ¿la brecha por el impacto de la educación preescolar en los rendimientos de los alumnos en México ha aumentado en los últimos años?, ¿Cuál es el tamaño de ese impacto?, ¿Cuánto de ese incremento en la brecha de rendimiento educativo se debe al acceso a preescolar y cuánto a cambios en los factores de contexto de los estudiantes?, ¿Seguirán siendo los factores del entorno familiar del estudiante los que mayor aportan a esta brecha de rendimiento educativo?

Datos y contexto: PISA 2012 y PISA 2018

PISA es una prueba que evalúa la capacidad que han adquirido los alumnos que están próximos a finalizar la educación básica para desarrollar habilidades necesarias que les permitan introducirse al nivel medio superior y a los retos de una futura vida laboral. Esta prueba se aplica cada 3 años y utiliza muestras representativas por país de entre 4500 y 10 000 estudiantes.

La OCDE, en el documento de *Resultados de México PISA 2012*, señala que uno de los grandes desafíos que enfrenta México es acelerar significativamente los ritmos de mejora en los resultados educativos, ya que aún no son suficientes para acercarlo al rendimiento promedio de la OCDE.

Aún bajo la desafiante tarea de incrementar sus rendimientos educativos, México para PISA 2018 continúa con un rendimiento promedio muy inferior de los países miembros de la OCDE, manteniéndose con puntajes similares a los observados en 2012 en cada una de las áreas de conocimiento que maneja la prueba (Lectura, Matemáticas y Ciencias). Aún y cuando transcurrieron seis años, no se mostró ningún tipo de avance en el rendimiento educativo del país.

En la figura 1, México presenta brechas en la puntuación promedio de la prueba PISA 2012 en las tres áreas de conocimiento con diferencias de 86, 72 y 81 puntos en Ciencias, Lectura y Matemáticas, respectivamente, siendo esto acorde con los resultados PISA 2012 presentados por la OCDE.

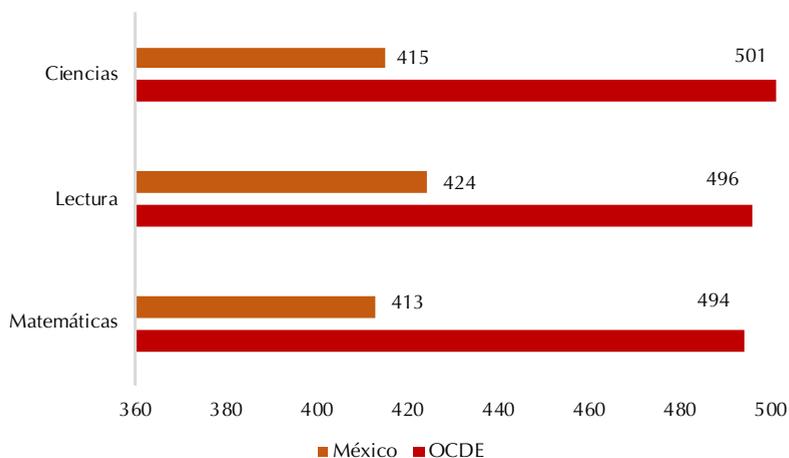


Figura 1

Rendimiento académico promedio por área para México y países miembros de la OCDE, 2012

Nota: elaborada con base en datos de PISA 2012.

En PISA 2018, aunque pareciera que México se acerca al rendimiento promedio de los países miembros de la OCDE, se observa que, en realidad, el propio promedio OCDE ha disminuido con el paso del tiempo (figura 2).

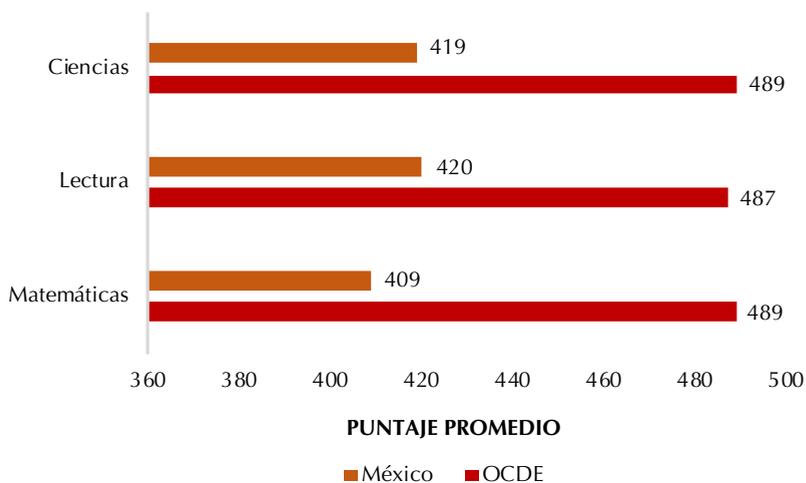


Figura 2

Rendimiento académico promedio por área para México y países miembros de la OCDE, 2018

Nota: elaborada con base en datos PISA 2018.

Las figuras 3 y 4 muestran que alumnos que cursaron preescolar tienen mayor puntaje en todas las áreas del conocimiento evaluadas en PISA 2012, y se mantiene para PISA 2018, en comparación con aquellos alumnos que no cursaron una educación preescolar.

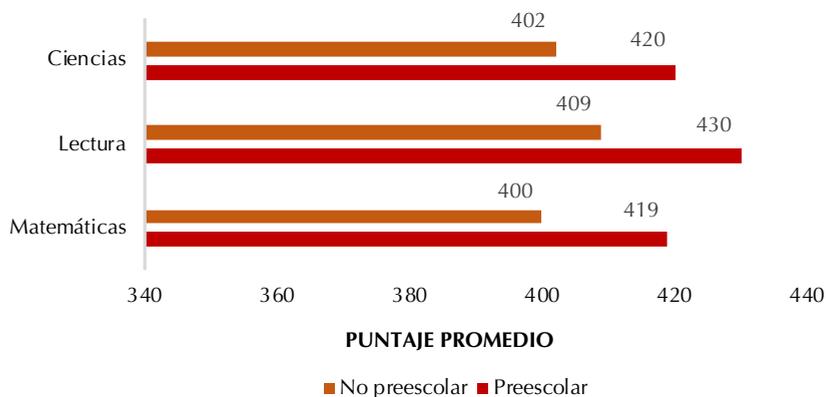


Figura 3

Diferencias por preescolar en el rendimiento académico en México, 2012

Nota: elaborada con base en datos PISA 2012.

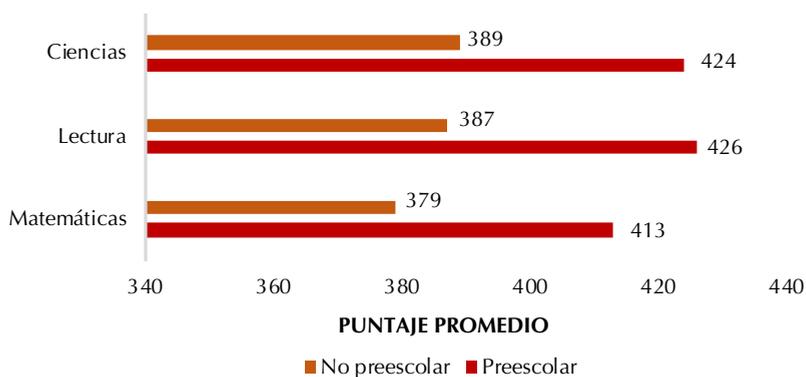


Figura 4

Diferencias por preescolar en rendimiento académico en México, 2018

Nota: elaborada con base en datos PISA 2018.

A continuación, se muestran la evolución en el tiempo (2012-2018) y el desglose de la variable preescolar, y las comparaciones, en este mismo periodo, entre algunas otras variables relevantes para el estudio (tablas 1 y 2).

Tabla 1*Cobertura de preescolar: comparación PISA 2012 vs. 2018*

Composición	PISA 2012	PISA 2018
Género: Mujeres	52,00 %	52,50 %
Cobertura de preescolar	71,80 %	91,60 %
Mujeres con preescolar	36,72 %	48,10 %
Hombres con preescolar	34,28 %	43,50 %
Cobertura de preescolar urbana	61,80 %	76,60 %
Cobertura de preescolar rural	10,00 %	15,00 %

Nota: elaborada con base en datos PISA 2012 y 2018.**Tabla 2***Comparación entre variables de bases de datos PISA 2012 vs. PISA 2018*

Variable	PISA 2012	PISA 2018
Número de observaciones	33 806	7299
Número de observaciones (factor de expansión)	1 326 025	1 477 239
Asistencia a preescolar	72 %	91 %
Rendimientos (valor plausible)		
Matemáticas	413 puntos	409 puntos
Lectura	424 puntos	420 puntos
Ciencias	415 puntos	419 puntos
Diferencia en rendimiento (OCDE - México)		
Matemáticas	81 puntos	80 puntos
Lectura	72 puntos	67 puntos
Ciencias	86 puntos	70 puntos
Diferencia en rendimiento (alumnos con preescolar – Alumnos sin preescolar)		
Matemáticas	19 puntos	34 puntos
Lectura	21 puntos	39 puntos
Ciencias	18 puntos	35 puntos

Nota: elaborada con base en datos PISA 2012 y 2018.

Primeramente, se observa cómo el número de observaciones para México en PISA 2018 es menor que PISA 2012, pero, utilizando los factores de expansión, ambas bases de datos tienen observaciones similares. Además, en 2018, el puntaje promedio obtenido en las tres áreas de

conocimiento que se evalúan (valores plausibles) se mantuvo similar al del 2012. Por tanto, en 6 años, México no ha tenido mejoras en el rendimiento educativo.

La asistencia a preescolar aumentó del 2012 al 2018 en casi 20%. En el 2012, el porcentaje de alumnos que no atendieron el nivel preescolar en México fue de cerca del 28%, mientras que en 2018 ese porcentaje disminuyó de manera significativa, porque solo 9% de los estudiantes no atendió el nivel preescolar. Aunque el porcentaje de alumnos que no asisten a preescolar ha disminuido en nuestro país, la brecha en rendimientos entre alumnos que cursan preescolar y los que no, ha aumentado en casi el doble de puntos. En 2012, la brecha era de 19 de puntos, en 2018 aumentó hasta 34 puntos, y generó una diferencia en el tiempo de 15 puntos en Matemáticas. En Lectura, la brecha aumentó de 21 puntos hasta 39 puntos, y provocó una diferencia de 17 puntos; y en Ciencias, la brecha aumentó de 18 puntos hasta 35 puntos, con una diferencia de 17 puntos entre el año 2012 y 2018.

Las tablas 3 y 4 muestran el puntaje promedio obtenido por los estudiantes en Lectura, Ciencias y Matemáticas, en la prueba PISA 2012 y 2018, desglosando por el factor preescolar. Desde el 2012, los alumnos con el beneficio de la educación preescolar obtienen un puntaje mayor en esta prueba, en todas las áreas del conocimiento. Cabe destacar que la brecha en el puntaje promedio entre alumnos con preescolar y sin este ha aumentado con el paso del tiempo. Tan solo en el 2018, la brecha se incrementó el doble para Lectura y Ciencias.

El puntaje promedio, en el año 2012 y 2018, para alumnos con preescolar se ha mantenido para todas las áreas de conocimiento; sin embargo, alumnos que no cursaron preescolar disminuyeron su puntaje promedio durante los siguientes seis años. Es decir, la brecha en el rendimiento educativo se abre desde temprana edad, tras la desigualdad en oportunidades educativas que enfrenta cada niño, considerando sus características personales y familiares. Más aún, no atender educación preescolar está tomando un efecto negativo mayor sobre el rendimiento académico de los estudiantes, en comparación con sus similares que sí cursaron educación preescolar. Por tanto, atender esta problemática que evoluciona con el tiempo se vuelve de suma relevancia para el sistema educativo mexicano.

Tabla 3

Prueba de diferencia de medias en el rendimiento académico por asistencia a preescolar 2012

Variable de aprendizaje	No asistió a preescolar		Asistió a preescolar		Diferencia preescolar		Valor p
	Media	Error est.	Media	Error est.	Asistir-No asistir	Error est.	
Matemáticas	400,00	1,04	419,26	0,61	19,26	1,20	d
Lectura	409,22	1,09	430,15	0,66	20,92	1,28	d
Ciencia	402,63	0,93	420,44	0,57	17,80	1,10	d
n: Muestra	9061		24 397				
N: Expandida	365 015		929 376				

(a) Los estimadores y pruebas estadísticas correspondientes se realizan usando el factor de expansión de la muestra.

Los valores de las variables en cada área son los estimadores de habilidad de cada estudiante en la dimensión estudiada, usando el método de componentes principales y usando todos los reactivos correspondientes a cada evaluación.

Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores- p) son: [a] $p < 0,10$ [b] $p < 0,05$ [c] $p < 0,01$ [d] $p < 0,001$.

Nota: elaborada con base en datos PISA 2012.

Tabla 4

Prueba de diferencia de medias en el rendimiento académico, por asistencia a preescolar 2018

Variable de aprendizaje	No asistió a Preescolar		Asistió preescolar		Diferencia preescolar		Valor p
	Media	Error Est.	Media	Error Est.	Asistir - No asistir	Error Est.	
Matemáticas	379,52	3,64	413,31	1,08	33,79	3,80	d
Lectura	387,32	4,24	425,76	1,21	38,44	4,41	d
Ciencia	389,76	3,64	423,83	1,03	34,07	3,78	d
n: Muestra	519		6124				
N: Expandida	112 738		1 232 072				

(a) Los estimadores y pruebas estadísticas correspondientes se realizan usando el factor de expansión de la muestra.

(b) Los valores de las variables en cada área son el puntaje de cada estudiante en la dimensión estudiada usando el máximo valor de todos los valores plausibles y usando todos los reactivos correspondientes a cada evaluación.

(c) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores- p) son: [a] $p < 0,10$ [b] $p < 0,05$ [c] $p < 0,01$ [d] $p < 0,001$.

Nota: elaborada con base en datos PISA 2018.

El puntaje promedio obtenido en Ciencias para los alumnos que cursaron preescolar es el único que ha aumentado de 2012 a 2018, efecto que no ocurrió en Lectura y Matemáticas. Más aún, el puntaje promedio para alumnos que no atendieron preescolar disminuyó de manera considerable en todas las áreas de conocimiento (tabla 5).

Tabla 5

Diferencias de medias entre el rendimiento académico de los alumnos PISA 2018-PISA 2012 por área y preescolar

Área de conocimiento	Preescolar	PISA 2012	PISA 2018	PISA 2018 - PISA 2012	
		Media	Media	Diferencia	Significancia
Ciencias	Con	420,44	423,83	3,39	d
	Sin	402,63	389,76	-12,87	d
Lectura	Con	430,15	425,76	-4,39	d
	Sin	409,22	387,32	-21,9	d
Matemáticas	Con	419,26	413,31	-5,95	d
	Sin	400,00	379,52	-20,48	d

(a) Los estimadores y pruebas estadísticas correspondientes se realizan usando el factor de expansión de la muestra.

(b) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores-*p*) son: [a] $p < 0,10$ [b] $p < 0,05$ [c] $p < 0,01$ [d] $p < 0,001$.

Nota: elaborada con base en datos PISA 2012 y 2018.

Respecto a las características del estudiante, la prueba de diferencias de medias muestra que existe diferencia significativa en la edad de los alumnos que cursan y los que no cursan preescolar; en cuanto al género no se presenta indicios de diferencia entre las mujeres que cursaron preescolar y las que no.

Las diferencias que existen por el factor preescolar en el contexto familiar son por las variables educación de la madre, educación del padre, mamá en casa, activos financieros y activos educativos.

En cuanto a la educación de la madre, el 49 % de aquellas que solo tiene educación básica no envían a sus hijos a preescolar, comparado con un 46 % que deciden sí enviarlos, pero esta diferencia no es significativa. Al contrario, las madres con nivel de estudios medio superior, superior y posgrado, en un porcentaje mayor, deciden que sus hijos deben cursar preescolar en comparación con las que tienen este nivel, pero sus hijos no cursaron preescolar.

Es decir, las madres con mayores grados de estudios decidirán, en su mayor porcentaje, enviar a sus hijos a cursar preescolar. Esto puede ser por diferentes motivos, como; que sus hijos las superen en conocimientos; lleguen más lejos que ellas; que desde niños comiencen a prepararse; o, dado que son madres con buen nivel de estudio, tienen trabajos a los cuales asistir y sus hijos se inscriben en educación temprana para que tengan cuidados en lo que ellas no están presentes.

Los resultados de las diferencias en la educación del padre muestran resultados e interpretación muy similar a los de la educación de la madre: la proporción de alumnos que no van a preescolar es mayor que los que sí lo hacen, cuando sus padres no tienen educación o solo tienen educación básica. La diferencia en proporción es mayor significativamente en los alumnos que asisten a preescolar cuando sus padres tienen educación superior y/o posgrado.

Existen diferencias significativas en las características de la escuela: escuelas con muy buena infraestructura; maestros con maestría; tamaño de la escuela; calidad de los recursos educativos; y el tamaño del salón de clases entre alumnos que cursaron o no el nivel preescolar. Por ejemplo, alumnos que sí cursaron el preescolar asisten a escuelas con mejor infraestructura, con maestros especializados al nivel de maestría, con menos escasez en los recursos educativos y con mayor número de alumnado en ella. Los factores razón alumno/maestro, maestros certificados e infraestructura inadecuada no muestra diferencias entre alumnos con preescolar y sin este (tabla 6).

Del 2012 al 2018, la proporción de mujeres que asisten a preescolar aumentó de 48 % al 52 %. La media de las edades es relativamente menor en el 2018. En este año, cerca del 34 % de los alumnos que no asisten a preescolar tienen madres con nivel educativo medio superior y/o superior, y el 48 % de los alumnos con preescolar tienen madres en nivel medio superior y/o superior. En el 2012, la media fue del 24 % y 39 %, respectivamente. En cuanto a los padres, en el 2018, el 38 % de los alumnos que no asisten a preescolar tienen padres con nivel educativo medio superior y/o superior, y el 41 % de los alumnos que asisten a preescolar tienen padres con nivel de estudio medio superior o superior. En 2012, estos porcentajes fueron del 28 % y 41 %.

Tabla 6

Prueba de diferencias de medias en factores de contexto, por preescolar 2018

Características		No asistió		Asistió		Diferencia		
Contexto	Variabes	Media	Error est.	Media	Error est.	Asistió- No asistió	Error est	Valor p
Características del estudiante	<i>Género</i>	0,5239	0,0263	0,5246	0,0072	0,0007	0,0273	
	<i>Edad</i>	15,365	0,0253	15,367	0,0068	0,0017	0,0262	a
	Educación madre:							
	Sin educación	0,1758	0,0257	0,0596	0,0042	-0,1161	0,0260	d
	<i>Básica</i>	0,4922	0,0283	0,4699	0,0076	-0,0223	0,0293	
	<i>Medio superior</i>	0,2295	0,0231	0,2794	0,0066	0,0499	0,0240	b
	<i>Superior/Posgrado</i>	0,1156	0,0165	0,2046	0,0060	0,0890	0,0176	d
Características de la familia	Educación padre:							
	Sin educación	0,1304	0,0211	0,0627	0,0042	-0,0677	0,0215	c
	<i>Básica</i>	0,4987	0,0286	0,4489	0,0077	-0,0498	0,0296	a
	Medio superior	0,2546	0,0255	0,2848	0,0067	0,0302	0,0264	
	Superior/Posgrado	0,1273	0,0165	0,2192	0,0063	0,0918	0,0177	d
	Mamá en casa	0,7564	0,0234	0,8113	0,0056	0,0549	0,0241	b
	Activos Financieros	-0,5510	0,1000	0,0379	0,0301	0,5890	0,1045	d
	Activos educativos	-0,2063	0,0707	0,0335	0,0214	0,2398	0,0739	d
	Recursos digitales	0,7325	0,0262	0,8040	0,0066	0,0714	0,0270	c
	<i>Razón alumno/maestro</i>	32,347	0,9238	33,697	0,2886	1,3500	0,9678	
	<i>Maestros certificados (%)</i>	0,4456	0,0214	0,4139	0,0058	-0,031	0,0222	
Características de la escuela	<i>Maestros Licenciados (%)</i>	0,7508	0,0180	0,7526	0,0048	0,0017	0,0187	
	<i>Tamaño de escuela</i>	763,07	41,555	1024,2	15,883	261,13	44,487	d
	<i>Escasez en calidad recursos educativos</i>	0,6554	0,0576	0,5077	0,0176	-0,147	0,0602	b
	<i>Tamaño de salón de clases</i>	39,132	0,7154	41,638	0,1923	2,5055	0,7408	d

(a) Los estimadores y pruebas estadísticas correspondientes se realizan usando el factor de expansión de la muestra.

(b) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores-p) son: [a] $p < 0,10$ [b] $p < 0,05$ [c] $p < 0,01$ [d] $p < 0,001$.

Nota: elaborada con base en datos PISA 2018.

La diferencia entre los activos financieros y educativos aumentó de 2012 a 2018 entre los alumnos que asisten y los que no asisten a preescolar. Esta diferencia es a favor de los que asisten a preescolar, aunque pareciera que los activos financieros y educativos disminuyeron, en este tiempo, para los alumnos que asisten a preescolar. Los activos educativos aumentaron para los que no asisten a preescolar, pero los activos financieros disminuyeron sutilmente.

La razón alumno/maestro aumentó en 2 alumno por maestro, y la proporción de maestros certificados aumentó en cerca del 15 % en el 2018. La calidad en la infraestructura parece disminuir en el 2018 (cambiar la variable escasez de infraestructura por calidad de infraestructura). Entre el 2012 y 2018, disminuyó la proporción de maestros licenciados. Parece que el número de matriculados por escuela aumentó, junto al tamaño de la brecha entre la cantidad de alumnos que tienen las escuelas de alumnos con preescolar y sin este. Es decir, los alumnos que asistieron a preescolar suelen ir a escuelas con mayor número de estudiantes. El número de alumnos por salón de clases se ha mantenido entre estos años, cerca de 40 alumnos por salón de clases.

El estudio de PISA de los años 2012 y 2018 revela que México presenta un rezago significativo en materia educativa respecto al resto de los países estudiados.

Dentro del país, existe una fuerte heterogeneidad en los rendimientos académicos observados entre alumnos con preescolar y sin este, y es más acentuada en 2018. En particular, la diferencia estadística establece que los estudiantes con preescolar poseen rendimientos superiores a sus pares sin preescolar. La brecha creció de 2012 a 2018, y los alumnos que se quedan sin acceso a esta educación se rezagan más que antes.

Finalmente, se observan también diferencias significativas e importantes en factores de contexto familiar y contexto escolar entre estudiantes con preescolar y sin este, en 2012 y en 2018. La única variable que presenta diferencias en el tiempo es la razón alumno maestro: en 2018 esta es mayor para los que asistieron a preescolar, además de aumentar considerablemente la diferencia en la matrícula de las escuelas de los alumnos que asistieron a preescolar y los que no asistieron (tabla 7).

Tabla 7

Comparación entre las pruebas de diferencias de medias en factores de contexto, por preescolar PISA 2012 vs. PISA 2018

Comparación		PISA 2012			PISA 2018		
Variable		Diferencia Asistió-No asistió	Error est.	Valor P	Diferencia Asistió-No asistió	Error est.	Valor p
Características del estudiante	<i>Género</i>	-0,0251	0,0087	b	0,0007	0,0273	
	<i>Edad</i>	0,0090	0,0051	a	0,0017	0,0262	a
Características de la familia	Educación madre:						
	<i>Básica</i>	-0,0696	0,0087	d	-0,0223	0,0293	
	<i>Medio superior</i>	0,0702	0,0066	d	0,0499	0,0240	b
	<i>Superior/Posgrado</i>	0,0813	0,0051	d	0,0890	0,0176	d
	Educación padre:						
	<i>Básica</i>	-0,0657	0,0087	d	-0,0498	0,0296	a
	<i>Medio superior</i>	0,0529	0,0070	d	0,0302	0,0264	
	<i>Superior/Posgrado</i>	0,0781	0,0055	d	0,0918	0,0177	d
	<i>Mamá en casa</i>	0,0085	0,0049	a	0,0549	0,0241	b
	<i>Hermanos en casa</i>	-0,0157	0,0089	a			
	<i>Hermanas en casa</i>	-0,0122	0,0096				
	<i>Activos financieros</i>	0,4180	0,0253	d	0,5890	0,1045	d
	<i>Activos educativos</i>	0,5735	0,0289	d	0,2398	0,0739	d
	<i>Recursos digitales</i>				0,0714	0,0270	c
Características de la escuela	<i>Razón alumno/maestro</i>	-0,6936	0,3674	a	1,3500	0,9678	
	<i>Maestros certificados(%)</i>	-0,0297	0,0085	d	-0,0317	0,0222	
	<i>Índice nivel infraestructura</i>	0,1334	0,0193	d			
	<i>Maestros matemáticas(%)</i>	-0,0192	0,0049	d			
	<i>Maestro matemáticas Lic (%)</i>	-0,0045	0,0076				
	<i>Maestros Licenciados (%)</i>	0,0009	0,0043		0,0017	0,0187	
	<i>Tamaño de escuela</i>	57,376	17,567	d	261,13	44,487	d
	<i>Calidad recursos educativos</i>	0,1977	0,0186	d			
	<i>Escasez en calidad de recursos educativos</i>				-0,1476	0,0602	b
	<i>Tamaño de salón de clases</i>	0,6678	0,2078	d	2,5055	0,7408	d

(1) Los estimadores y pruebas estadísticas correspondientes se realizan usando el factor de expansión de la muestra.

(2) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores-p) son: [a] $p < 0,10$ [b] $p < 0,05$ [c] $p < 0,01$ [d] $p < 0,001$.

Nota: elaborada con base en datos PISA 2012 y PISA 2018.

Metodología

Para conocer el efecto que tienen cada una de las características de contexto del estudiante (personal, familiar y escuela), en alumnos que cursaron educación preescolar y en aquellos que no, se utilizará una aplicación del modelo de Heckman (1979) y Willis y Rosen (1979) que Moreno (2009) adecuó para el contexto de capital humano, y así lograr controlar el sesgo de selección asociado a la elección no aleatoria de cursar o no educación preescolar, a lo que más bien esa selección está determinada por las características propias del individuo. A continuación, se muestra el modelo.

$$y_i^0 = X_i\beta^0 + \sigma_{u^0}\rho^0\lambda_i^0(c) + \varepsilon_i^0$$

$$E[\varepsilon_i^0 | X_i] = 0$$

$$y_i^1 = X_i\beta^1 + \sigma_{u^1}\rho^1\lambda_i^1(c) + \varepsilon_i^1$$

$$E[\varepsilon_i^1 | X_i] = 0$$

$$\lambda^0(c) = \frac{\phi(c)}{1 - \Phi(c)} \quad \lambda^1(c) = -\frac{\phi(c)}{\Phi(c)}$$

$$c = \frac{\Pi Z_i}{\sigma_\xi^2} \quad \rho^p = \frac{\text{cov}(u_i^p, \xi_i)}{\sigma_\xi \sigma_p}$$

Dada la normalidad de los términos de error, es posible simplificar las esperanzas definidas con anterioridad al “regresar la media” cada uno de los errores u_i^d para $d \in \{0,1\}$ con respecto al error $\xi_i = e_i^0 - e_i^1$ siguiendo a Willis y Rosen (1979), usando el modelo de selección de Roy expuesto por Maddala (1983).

Donde $p \in \{u_1, u_0\}$, $\phi(c)$ muestra la distribución normal estándar evaluada en “ c ” y $\Phi(c)$ muestra la función normal estándar acumulada evaluada en el valor “ c ”.

Para lograr conocer los diferentes efectos en la diferencia en rendimiento académico entre los alumnos con preescolar y sin este y considerando el sesgo de selección asociado a la participación educativa en este nivel se aplican los siguientes efectos tratamiento:

Efecto tratamiento promedio (ATE): $E[y_i^1 - y_i^0 | X_i]$

Efecto tratamiento promedio sobre los no tratados (ATU):

$$E[y_i^1 - y_i^0 | X_i, D_i = 0]$$

Efecto tratamiento promedio sobre los tratados (ATT):

$$E[y_i^1 - y_i^0 | X_i, D_i = 1]$$

Finalmente, se realiza la descomposición Oaxaca (1973) en su versión extendida, la cual permite incorporar a la brecha el efecto sesgo de selección (Mulligan y Rubinstein, 2008; Beblo *et al.*, 2003; Dolton y Makepeace, 1986) adaptado a este modelo educativo, y que permite conocer el verdadero

efecto de cada uno de los factores de contexto (personal, familiar y escolar) sobre la brecha del rendimiento entre alumnos con preescolar y sin este. La siguiente ecuación muestra la descomposición de la brecha de rendimiento en cinco efectos: diferencia en constantes, efecto dotación, efecto producción, efecto interacción y el efecto que engloba todos los términos asociados a los distintos componentes de sesgo de selección evaluados en el promedio correspondiente en la muestra, respectivamente.

$$\Delta OB(y_i | X_i) = [\alpha_0 - \alpha_1] + [\bar{X}_i^1 - \bar{X}_i^0] \hat{\beta}_1 + \bar{X}_i^0 [\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0] + [\bar{X}_i^1 - \bar{X}_i^0] [\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0] + [\hat{\lambda}^1(Z_i) - \hat{\lambda}^0(Z_i)] \hat{\delta}_1 + \hat{\lambda}^0(Z_i) [\hat{\delta}_1 - \hat{\delta}_0] + [\hat{\lambda}^1(Z_i) - \hat{\lambda}^0(Z_i)] [\hat{\delta}_1 - \hat{\delta}_0]$$

Resultados y discusión

Al implementar el modelo Heckman en dos etapas, en primer lugar se realiza el probit de selección para el año 2012, en el que características como el que el alumno sea mujer, el nivel de educación de los padres, índices de activos financieros y educativos y número de hermanas inciden de manera positiva sobre la decisión de cursar el nivel educativo preescolar, mientras que características como la edad y hermanos en casa inciden de manera negativa sobre la decisión de asistir a preescolar. Como se observa, las características de la escuela, aunque significativas, no son relevantes para la decisión de selección (tabla 8).

La regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y Heckman en dos etapas (H2E) muestran cómo se controla el sesgo de selección asociado con la decisión de asistir o no a preescolar. Los estimadores de MCO están sesgados, subestimados en su mayoría en alumnos con preescolar y sin este.

Uno de los resultados más destacados de H2E es que la mujer se encuentra casi 13 puntos por debajo del rendimiento académico de los hombres en Matemáticas. Cuanto mayor sea el nivel educativo de los padres, mayor será su rendimiento académico, en comparación con aquellos padres quienes no tienen ningún tipo de educación. Además, el efecto del nivel de estudios de la madre sobre el rendimiento es más pronunciado que el de los padres y, en mayor medida, en los alumnos con preescolar. El índice de activos educativos y financieros inciden de manera positiva en el rendimiento académico de los alumnos, en mayor cantidad en aquellos con preescolar. Las características escolares que aportan de manera positiva al rendimiento educativo son: índice de nivel de infraestructura, proporción de maestros con carrera profesional, índice de calidad de recursos de la escuela y el tamaño del salón de clases; además, cuanto mayor sea la razón alumno maestro, menor será el rendimiento académico de los alumnos.

Las razones de Mills de selección para alumnos con preescolar y sin este resultaron positivas y significativas, por lo cual se demuestra la existencia de sesgo de selección asociado a la decisión de atender preescolar.

Tabla 8

Estimación de modelos de habilidad matemática: comparación MCO y H2E. Estudiantes con preescolar y sin este, México 2012

Variable	Probit de selección	MCO con preescolar	MCO sin preescolar	MCAS con preescolar	MCAS sin preescolar
Género: 0 = Masculino 1 = Femenino	0,0791*** (0,0046)	-15,90*** (0,2007)	-20,46*** (0,3449)	-12,66*** (0,2842)	-17,57*** (0,5442)
Edad	-0,0251** (0,0084)	4,217*** (0,3636)	20,044** (0,6240)	2,836*** (0,4384)	0,2066 (0,7398)
Educación madre: básica	0,1559*** (0,0078)	10,21*** (0,3970)	6,324*** (0,5497)	22,41*** (0,5868)	8,613*** (0,9575)
Educación madre: medio-superior	0,3774*** (0,0096)	14,30*** (0,4543)	8,598*** (0,6980)	38,41*** (0,9647)	26,88*** (1,9960)
Educación madre: superior y posgrado	0,4526*** (0,0112)	19,16*** (0,4936)	-4,673*** (0,8835)	45,13*** (1,085)	11,40*** (2,4477)
Educación padre: básica	0,1280*** (0,0084)	1,487*** (0,4193)	-4,930*** (0,5846)	7,388*** (0,5743)	4,413*** (0,8826)
Educación padre: medio-superior	0,2451*** (0,0099)	7,971*** (0,4694)	-2,369** (0,7066)	22,292*** (0,7849)	10,12*** (1,4168)
Educación padre: superior y posgrado	0,3775*** (0,0112)	15,89*** (0,5019)	12,10*** (0,8586)	35,690*** (0,9658)	35,06*** (2,0807)
Índice de activos educativos del hogar	0,0447*** (0,0018)	4,839*** (0,0799)	2,327*** (0,1364)	7,222*** (0,1312)	3,9144*** (0,2782)
Índice de activos financieros del hogar	0,0598*** (0,0020)	2,596*** (0,0875)	3,061*** (0,1471)	4,860*** (0,1583)	3,9382 (0,3404)
Hermanos en casa: Número	-0,0563*** (0,0053)				
Hermanas en casa: Número	0,0642*** (0,0050)				
Razón alumno/maestro en la escuela	-0,0028*** (0,0001)	0,0180*** (0,0064)	0,0242* (0,0115)	-0,1197*** (0,0099)	-0,0867*** (0,0193)
Proporción de maestros certificados	-0,0921*** (0,0067)	-6,601*** (0,2934)	-0,6674 (0,4962)	-9,783*** (0,3835)	-0,0299 (0,7436)
Índice de nivel de infraestructura de la escuela	0,0500*** (0,0031)	-0,2355* (0,1375)	0,0979 (0,2288)	0,6480** (0,1928)	1,3376** (0,3548)
Proporción de maestros con especialidad en matemáticas	-0,0093 (0,0073)	-13,62*** (0,3169)	-21,98*** (0,5473)	-13,121*** (0,3720)	-25,54*** (0,6483)
Proporción de maestros de matemáticas	0,3350*** (0,0120)	-20,22*** (0,5390)	-14,78*** (0,9551)	-3,733*** (0,9413)	8,588** (1,9658)
Proporción de maestros con carrera profesional	-0,0725*** (0,0105)	8,203*** (0,4326)	3,562*** (0,7973)	1,616** (0,5378)	-6,325*** (1,0368)
Tamaño de escuela: número de estudiantes	-0,0000*** (0,0000)	0,0084*** (0,0001)	0,0107*** (0,0002)	0,0077*** (0,0001)	0,0120*** (0,0002)
Índice de calidad de recursos de la escuela	0,0100** (0,0029)	6,795*** (0,1264)	3,148*** (0,2309)	7,1603*** (0,1478)	3,3830*** (0,2783)
Tamaño del salón de clases: número de estudiantes	0,0063*** (0,0002)	-0,0335* (0,0120)	0,2376*** (0,0213)	0,2938*** (0,0196)	0,6770*** (0,0386)
Madre en casa: 1 = Sí 0 = No	-0,0545*** (0,0089)				

Variable	Probit de selección	MCO con preescolar	MCO sin preescolar	MCAS con preescolar	MCAS sin preescolar
Lambda I: Mills de selección con preescolar para estudiantes con preescolar				111,57*** (4,6012)	
Lambda O: Mills de selección sin preescolar para estudiantes sin preescolar					41,97*** (6,538)
Constante	0,7842*** (0,1350)	310,77*** (5,808)	329,57*** (9,972)	266,99* (7,0809)	397,43*** (14,490)
Efectos Fijos: Entidad	Si	Si	Si	Si	Si
R-Cuadrado		0,2024	0,1820	0,2038	0,2000
R-Cuadrado ajustado		0,2023	0,1817	0,2036	0,1996
Muestra: n	359 857	370 353	131 946	266 177	93 680

(a) Los coeficientes en el modelo probit muestran cambios en probabilidad de estudiar preescolar.

(b) Las estimaciones de los modelos lineales muestran los coeficientes beta asociados a cada modelo condicional en haber estudiado preescolar.

(c) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores- p) son: [*] $p < 0,05$, [**] $p < 0,01$, [***] $p < 0,001$.

(d) Modelo utilizando Heckman en dos etapas (H2E), en el que se incorporan los efectos del sesgo de selección asociados a la decisión no aleatoria de ir o no a preescolar.

Nota: elaborada con base en PISA 2012.

El modelo probit de selección 2018 contiene variables personales, familiares y escolares del alumno sobre la elección de asistir o no a educación preescolar. Se rechaza la hipótesis nula con el 99 % de confianza que asocia que todos los coeficientes de las variables son igual a cero, a excepción de la variable género que rechaza la hipótesis nula solo al 95 % de confianza y la variable edad que resulta no significativa. Por tanto, se concluye que existe evidencia de que la elección de los padres de enviar a sus hijos a preescolar no se debe al azar, sino que depende de factores de contexto personal y familiar de cada uno de los estudiantes.

Se concluye que el género, educación de la madre, educación del padre, el índice de activos educativos, índice de activos financieros, recursos digitales, si la mamá contestó la encuesta familiar, la razón alumno/maestro, el tamaño de escuela, proporción de maestros certificados, proporción de maestros con licenciatura y la calidad de los recursos educativos inciden en la elección de asistir a preescolar.

Respecto a los coeficientes asociados a las variables personales del alumno, puede afirmarse que si el alumno es mujer, la probabilidad de ir a preescolar disminuye, mientras que la variable edad no incide en la probabilidad de asistir a preescolar.

Las variables de contexto familiar aumentan la probabilidad de asistir a preescolar: educación de la madre y la educación del padre comparado con aquellos alumnos cuyos padres no tienen ningún nivel de estudios educativos, activos educativos y financieros del hogar y que la mamá esté en casa. La variable recursos digitales disminuye la probabilidad de asistir a preescolar con un coeficiente negativo, pero casi nulo.

Los coeficientes de las variables de contexto escolar, aunque significativos, son casi nulos porque los factores del contexto escolar no deben de influir en la decisión de los padres de enviar o no a sus hijos a preescolar, pues son factores desconocidos cuando se toma tal decisión (tabla 9).

Tabla 9

Estimación de modelos de habilidad matemática: comparación MCO y H2E. Estudiantes con y sin preescolar, México 2018

VARIABLES	PROBIT DE SELECCIÓN	MCO CON PREESCOLAR	MCO SIN PREESCOLAR	MCAS CON PREESCOLAR	MCAS SIN PREESCOLAR
Género: 1 = Femenino 0 = Masculino	-0,0104* (0,0043)	-16,70*** (0,1432)	-25,95*** (0,4636)	-17,64*** (0,1465)	-29,01*** (0,4747)
Edad	-0,00003 (0,0044)	2,8098*** (0,1456)	-5,897*** (0,5000)	2,324 (0,1489)	-3,589 (0,5110)
Mamá contestó la encuesta familiar	0,0606*** (0,0053)				
Educación de la madre: básica	0,3457*** (0,0074)	-1,937*** (0,3156)	15,78*** (0,7050)	35,69*** (0,6590)	47,69*** (2,273)
Educación de la madre: medio superior	0,3529*** (0,0086)	6,938*** (0,3437)	23,37*** (0,8717)	45,72*** (0,6802)	56,45*** (2,323)
Educación de la madre: superior	0,5061*** (0,0104)	1,738*** (0,3769)	8,643*** (1,193)	50,73*** (0,8260)	59,43*** (3,410)
Educación del padre: básica	0,2741*** (0,0075)	11,521 (0,3117)	9,451*** (0,7213)	38,85*** (0,5252)	36,85*** (1,811)
Educación del padre: medio superior	0,3814*** (0,0086)	19,19*** (0,3347)	-4,416*** (0,8808)	54,45*** (0,6375)	30,53*** (2,556)
Educación del padre: superior	0,3573*** (0,0100)	24,42*** (0,3658)	26,26*** (1,118)	57,98*** (0,6320)	60,30*** (2,587)
Activos educativos	0,0152*** (0,0016)	2,379*** (0,0546)	1,227*** (0,1813)	3,595*** (0,0588)	2,998*** (0,2217)
Activos financieros	0,0074*** (0,0016)	4,033*** (0,0500)	-3,780*** (0,1764)	4,123*** (0,0513)	-3,816*** (0,1807)
Recursos digitales	-0,0351*** (0,0057)				

Razón alumno – maestro	-0,0027 (0,0001)	-0,0263 (0,0041)	-0,2106*** (0,0151)	-0,2594 (0,0051)	-0,5125*** (0,0243)
Proporción de maestros certificados	0,0487*** (0,0063)	8,240*** (0,2079)	24,52*** (0,7005)	13,28*** (0,2232)	29,76*** (0,7829)
Calidad recursos educativos	0,0172*** (0,0019)				
Proporción maestros licenciatura	-0,2808*** (0,0082)	-25,48*** (0,2734)	-8,389*** (0,8367)	-44,19*** (0,4271)	-29,46*** (1,989)
Tamaño de escuela	0,00007*** (0,00)	0,0072*** (0,00006)	0,0154*** (0,0003)	0,0109*** (0,0000)	0,0213*** (0,0005)
Lambda I: Mills de selección con preescolar para estudiantes con preescolar				319,38*** (4,868)	
Lambda O: Mills de selección sin preescolar para estudiantes sin preescolar					116,08*** (8,029)
Constante	0,6003*** (0,0697)	319,87*** (2,297)	418,58*** (7,820)	194,77*** (3,108)	525,01*** (12,81)
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R-cuadrado		0,2595	0,2738	0,2503	0,2830
R-cuadrado ajustado		0,2595	0,2735	0,2503	0,2827
N	777 463	747 648	65 856	713 095	64 368

(a) Los coeficientes en el modelo probit muestran cambios en probabilidad de estudiar preescolar.

(b) Las estimaciones de los modelos lineales muestran los coeficientes beta asociados a cada modelo condicional en haber estudiado preescolar.

(c) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores- p) son: [*] $p < 0,05$, [**] $p < 0,01$, [***] $p < 0,001$.

(d) Modelo utilizando Heckman en dos etapas (H2E) en el que se incorporan los efectos del sesgo de selección asociados a la decisión no aleatoria de ir o no a preescolar.

Notas: elaborado con base en PISA 2018.

En la tabla 10, se observa cómo el rendimiento académico de los alumnos en México en Matemáticas, tanto condicional como incondicional en la elección del preescolar, disminuyó del 2012 al 2018. En cuanto al efecto tratamiento de estudiar preescolar, se observa cómo la brecha se incrementó el doble, y cómo los efectos tratamiento ATE, ATT y ATU (efectos positivos y significativos) aumentaron en la misma proporción. Es decir, en un contexto “peor”, donde los rendimientos educativos disminuyeron conforme el paso de los últimos años, y haber cursado preescolar es mejor que no haberlo cursado. Por tanto, cursar preescolar se ha convertido en un factor de suma importancia con el tiempo.

Tabla 10

Efectos de estudiar preescolar sobre habilidad matemática: México, PISA 2012 vs. PISA 2018. Estimaciones de promedios, diferencias, y efectos tratamiento usando MCO y H2E

Estadístico	Promedio 2012	Promedio 2018	Diferencia 2018 -2012
<i>Estadísticas descriptivas</i>			
Promedio: y	416,29	408,78	-7,51
Promedio: y_1	421,61	413,31	-8,3
Promedio: y_0	403,46	379,52	-23,94
Promedio $y_{1 D=1}$; MCO	427,64	419,77	-7,87
Promedio $y_{0 D=0}$; MCO	411,29	386,44	-24,85
<i>Heckman bietápico</i>			
$E[y_0]$: Promedio insesgado	421,06	398,20	-22,86
$E[y_1]$: Promedio insesgado	429,68	417,86	-11,82
$E[y_0 D=0]$: Promedio condicional insesgado	416,88	386,17	-30,71
$E[y_1 D=1]$: Promedio condicional insesgado	431,69	419,33	-12,36
<i>Efecto tratamiento de estudiar preescolar</i>			
$y_1 - y_0$: Diferencia en promedios	18,15	33,79	15,64
$y_{1 D=1} - y_{0 D=0}$: Diferencia en MCO	16,35	33,33	16,98
$E[y_1 D=1] - E[y_0 D=0]$: Diferencia condicional	14,81	33,16	18,35
$E[y_1 - y_0]$: ATE	8,62	19,65	11,03
$E[y_1 - y_0 D=1]$: ATT	9,11	19,98	10,87
$E[y_1 - y_0 D=0]$: ATU	7,22	16,44	9,22

Nota: estimaciones propias a partir del método de Heckman en dos etapas (H2E) expuesto en las tablas 8 y 9.

Los resultados asociados a la descomposición Oaxaca muestra cómo, en el 2018, la diferencia en la brecha por acceso a preescolar se atribuye al efecto productividad de los factores, el cual se vuelve positivo y significativo con un efecto sesgo de selección negativo, a diferencia del 2012, cuando el efecto dotación es la parte que tiene el efecto positivo en la diferencia en la brecha por acceso a preescolar, con un efecto sesgo de selección positivo. Por lo anterior, puede afirmarse que, con el paso del tiempo, la dotación de los factores se vuelve irrelevante en la brecha de rendimiento por preescolar, y lo que realmente importa es cómo los estudiantes utilizan esas dotaciones para contribuir a su propio rendimiento educativo. Es decir, en el 2018 el puro efecto de asistir a preescolar ya no ayuda en el rendimiento educativo de un estudiante, sino la productividad que este tenga con ellos (tabla 11).

Tabla 11

Descomposición de Blinder-Oaxaca en habilidad matemática por grupo de tratamiento y por contribuciones en "tres partes" México, PISA 2018 vs. PISA 2012

Datos	PISA 2012		PISA 2018		PISA 2018-2012
Contribución	Coefficiente	% total	Coefficiente	% total	Diferencia
<i>Por grupo de estudio</i>					
Con preescolar: $E(y_{1D} = 1)$	431,75***	2951 %	419,33***	1264 %	-12,42
Sin preescolar: $E(y_{0D} = 0)$	417,12	2851 %	386,17***	1164 %	-30,95
Diferencia estimada:	14,63***	100 %	33,16***	100 %	18,53
<i>Contribuciones globales</i>					
Dotaciones total	14,29	97 %	-193,14***	-582 %	-207,43
Coefficientes total	26,93*	184 %	566,62***	1708 %	539,69
Interacción total	-26,59	-181 %	-340,31***	-1026 %	-313,72
Diferencia total	14,63***	100 %	33,16***	100 %	18,53
<i>Contribuciones netas ajustadas por selección y efecto de selección</i>					
Dotación neta	6,82***	48 %	-2,176	-6.6 %	-8,996
Coefficientes neta	6,72	47 %	251,32***	757.8 %	244,6
Interacción neta	0,731	5 %	3,437	10.3 %	2,706
Selección total [a]	0,355	2 %	-219,36***	-661.5 %	-219,71
Diferencia total	14,27	100 %	33,16***	100 %	18,89

(a) [a] representa la suma de todas las contribuciones atribuibles a selección en cada elemento de la descomposición.

(b) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores- p) son: [*] $p < 0,05$ [**] $p < 0,01$ [***] $p < 0,001$.

Nota: estimaciones propias a partir del método de Heckman en dos etapas, expuesto en las tablas 8 y 9.

Tabla 12

Descomposición de Blinder-Oaxaca para diferencias en habilidad matemática por estudiar preescolar y por grupo de variables de control México, PISA 2012

Contribución	Coeficiente	% total	Desv. estándar.	t	p valor	[95 % ic]	
						Lím. inf.	Lím. sup.
<i>Por grupo de estudio</i>							
Con preescolar: $E(y_{1j} D = 1)$	431,75***	2951 % ***	1,1570	373,14	0,000	429,49	434,02
Sin preescolar: $E(y_{0j} D = 0)$	417,12	2851 % ***	1,96	212,71	0,000	413,28	420,97
Diferencia estimada:	14,63	100 % ***	2,276	6,43	0,000	10,16	19,09
<i>Por agrupación de variables</i>							
Alumno	118,325	807,9 %					
Hogar	10,7848	73,8 %					
Escuela	-32,14	-219,5 %					
Selección	0,352	2,8 %					
Constante	82,68	-565 %					
<i>Por dotaciones</i>							
Alumno	-0,3320	-2,3 %	0,3652	-0,91	0,363	-1,047	0,383
Hogar	5,718	38,8 % ***	1,414	4,04	0,000	2,944	8,491
Escuela	1,434	9,7 % *	0,8272	1,73	0,083	-0,187	3,055
Selección	7,472	50,8 % *	15,96	0,47	0,640	-23,82	38,76
Total dotaciones	14,29	97 %	16,93	0,84	0,399	-18,90	47,48
<i>Por Coeficientes</i>							
Alumno	118,63	810 %	122,44	0,97	0,333	-121,3	358,6
Hogar	4,176	29 %	7,377	0,57	0,571	-10,28	18,63
Escuela	-33,39	-228 % **	13,23	-2,52	0,012	-59,34	-7,45
Selección	20,20	138 %	16,69	1,21	0,226	-12,51	52,93
Constante	-82,68	-565 %	123,70	-0,067	0,504	-325,1	159,7
Total coeficientes	26,93	184 % *	16,61	1,62	0,105	-5,626	59,49
<i>Por Interacción</i>							
Alumno	0,0270	0,2 %	0,1217	0,22	0,825	-0,211	0,265
Hogar	0,8908	6 %	1,553	0,57	0,566	-2,154	3,936
Escuela	-0,1861	-1,2 %	0,6075	-0,31	0,759	-1,376	1,004
Selección	-27,32	-186 %	22,57	-1,21	0,226	-71,57	16,92
Total interacción	-26,59	-181 %	23,67	-1,12	0,261	-73,00	19,81

(a) [a] representa la suma de todas las contribuciones atribuibles a selección en cada elemento de la descomposición.

(b) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores-p) son: [*] $p < 0,05$ [**] $p < 0,01$ [***] $p < 0,001$.

Nota: estimaciones propias a partir del método de Heckman en dos etapas, expuesto en la tabla 8.

Tabla 13

Descomposición de Blinder-Oaxaca para diferencias en habilidad matemática por estudiar preescolar y por grupo de variables control para México, PISA 2018

Contribución	Coeficiente	% total	Desv. estánd.	t	p valor	[95 % ic]	
						Lím. inf.	Lím. sup.
<i>Por grupo de estudio</i>							
Con preescolar: $E(y_{1D} = 1)$	419,33	1264 % ***	1,366	306,84	0,000	416,65	422,01
Sin preescolar: $E(y_{0D} = 0)$	386,17	1164 % ***	4,597	83,99	0,000	377,16	395,19
Diferencia estimada:	33,16	100 % ***	4,796	6,91	0,000	23,75	42,55
<i>Por agrupación de variables</i>							
Alumno	197,65	595,9 %					
Hogar	-14,00	-42 %					
Escuela	-21,83	-66,3 %					
Selección	-219,36	-661,2 %					
Constante	90,77	273,6 %					
<i>Por dotaciones</i>							
Alumno	-0,1351	-0,4 %	0,7849	-0,17	0,863	-1,673	1,403
Hogar	-4,700	-14 %	3,600	-1,31	0,192	-11,75	2,358
Escuela	2,658	8 %	1,734	1,53	0,125	-0,7405	6,058
Selección	-190,9	-575,6 % ***	60,12	-3,18	0,001	-308,82	-73,11
Total dotaciones	-193,14	-582 % ***	63,90	-3,02	0,003	-318,42	-67,868
<i>Por coeficientes</i>							
Alumno	197,68	595,9 %	142,53	1,39	0,165	-81,72	477,09
Hogar	-13,47	-40,6 %	22,79	-0,59	0,554	-58,15	31,20
Escuela	-23,65	-71,3 %	14,47	-1,63	0,102	-52,02	4,707
Selección	315,29	950,4 % ***	77,25	4,08	0,000	163,85	466,73
Constante	90,77	273,6 %	142,51	0,64	0,524	-188,60	370,14
Total coeficientes	566,62	1708 % ***	60,00	9,44	0,000	448,99	684,24
<i>Por interacción</i>							
Alumno	0,1103	0,4 %	0,4635	0,24	0,812	-0,7983	1,018
Hogar	4,169	12,6 %	3,887	1,07	0,284	-3,45	11,78
Escuela	-0,8418	-3,0 %	1,6221	-0,52	0,604	-4,020	2,336
Selección	-343,75	-1036 % ***	84,20	-4,08	0,000	-508,82	-178,68
Total interacción	-340,3	-1026 % ***	87,67	-3,88	0,000	-512,18	-168,45

(a) [a] representa la suma de todas las contribuciones atribuibles a selección en cada elemento de la descomposición.

(b) Los indicadores de significancia estadística de los coeficientes (valores-p) son: [*] $p < 0,05$ [**] $p < 0,01$ [***] $p < 0,001$.

Nota: estimaciones propias a partir del método de Heckman en dos etapas (H2E), expuesto en la tabla 9.

En las tablas 12 y 13, se muestra la contribución de cada una de las características de contexto del alumno por agrupación de variables, por dotaciones, por coeficientes y por interacción.

Durante el año 2018, el factor sesgo de selección es el único que se muestra significativo, y contribuye por dotaciones, por coeficientes y por interacción.

Por las dotaciones, en el 2018 las características del hogar son las únicas que aportan a la brecha en rendimientos por factor preescolar, pero este efecto se volvió negativo y no significativo comparándolo con la estimación del 2012, cuyo efecto era positivo y significativo. Por tanto, existe un cambio estructural en la tecnología de producción de habilidades entre 2012 y 2018.

Por la productividad (coeficientes) para el año 2012, la manera como el alumno hace eficiente las características escolares es la que interviene de manera significativa en la diferencia entre rendimientos educativos entre alumnos con preescolar y sin este. En el año 2018, este efecto no se muestra significativo.

Además, por la interacción no se encuentra algún efecto significativo, es decir, factores no observables asociados a las características personales, familiares y escolares del alumno; no genera ningún tipo de efecto en la diferencia entre rendimientos de los estudiantes de cada uno de los grupos estudiados en 2012 y en 2018.

Conclusiones

Se demuestra la importancia que tiene la educación preescolar en el tiempo (2012 -2018) en el rendimiento académico de los estudiantes, como política pública para potenciar el rendimiento académico en México.

Se reconoce la existencia de sesgos de selección y, asociado a esto, los siguientes resultados: corrigiendo ese sesgo, cuanto mayor sea el nivel educativo de los padres mayor es el rendimiento de los alumnos; la educación de los padres, en el 2018, tiene mayor influencia en el rendimiento de los estudiantes, en aquellos con preescolar y sin este, que en el 2012; aplicando el sesgo de selección, la diferencia condicional e incondicional en los rendimientos educativos por el efecto preescolar aumentó el doble; Los efectos tratamiento muestran que, ante la disminución del rendimiento educativo de los estudiantes en México, el acceso a preescolar se vuelve cada vez más importante en el tiempo.

Por último, la extensión a la descomposición Oaxaca-Blinder permite conocer las contribuciones en dotación, producción e interacción. De estas se afirma que es la manera en la que los estudiantes utilizan sus dotaciones (productividad), la parte que aporta en mayor medida a la brecha en rendimientos por el efecto preescolar.

Una vez identificada la parte de las contribuciones que aportan a la brecha en rendimientos, la descomposición por grupo de variables control muestra que las características personales del alumno aportan a la contribución en productividad que, a su vez, aporta a comprender y cuantificar la brecha de los rendimientos educativos.

En conclusión, la calidad del preescolar es una predictora significativa del rendimiento de los estudiantes. Asimismo, un preescolar de alta y mediana calidad se asocia con un aumento significativo en el rendimiento comparado con un preescolar de baja calidad o sin preescolar. De la evidencia mostrada en el presente trabajo, una propuesta de política pública que puede tener un impacto positivo en el rendimiento educativo de los estudiantes que finalizan educación básica es financiar planteles de educación preescolar de alta calidad en zonas de escasos recursos. El acceso a educación preescolar, cuidando aspectos relacionados con el plan de estudios y la pedagogía dentro del salón de clases, incidirá positivamente en la calidad de vida de los niños y futuros ciudadanos, y contribuirá así al bienestar y crecimiento económico del país.

Referencias

- Aizer, A., Eli, S., Ferrie, J. y Lleras-Muney, A. (2016). The long-run impact of cash transfers to poor families. *The American Economic Review*, 106(4), 935-971. <https://doi.org/10.1257/aer.20140529>
- Almond, D. y Currie, J. (2011). Human capital development before age five. En O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of labor economics* (Vol. 4B, pp. 1315-1486). North Holland. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02413-0](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02413-0)
- Aos, S., Lieb, R., Mayfield, J., Miller, M. y Penucci, A. (2004). *Benefits and costs of prevention and early intervention programs for youth*. Washington State Institute for Public Policy. www.wsipp.wa.gov/ReportFile/881/Wsipp_Benefits-and-Costs-of-Prevention-and-Early-Intervention-Programs-for-Youth_Summary-Report.pdf
- Barnett, S. W. (1985). Benefit-cost analysis of the Perry preschool and its policy implications. *American Educational Research Association*, 7(4), 333-342.
- Barnett, S. W. (1995). Long-term effects of early childhood programs on cognitive and school outcomes. *Future of Children*, 5(3), 25-50.
- Barnett, S. W. (2008). *Preschool education and its lasting effects: Research and policy implications*. Boulder and Tempe: Education and the Public Interest Center & Education Policy Research Unit. <http://epicpolicy.org/publication/preschool-education>

- Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A. y Laisney, F. (2003). *Measuring selectivity-corrected gender wage gaps in the EU*. Discussion Paper No. 03-74. <https://madoc.bib.uni-mannheim.de/153/>
- Becker, G. (1964). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49.
- Belfield, C. (2006). *The promise of early childhood education*. Paper presented at the Equity Symposium Teachers College New York. Symposium on the social costs of inadequate education.
- Brooks-Gunn, J. (2003). Do you believe in magic?: What we can expect from Early Childhood Intervention Programs. *Social Policy Report*, 17(1), 3-14.
- Caspi, A., Houts, R. M., Belsky, D. W., Harrington, H., Hogan, S., Ramrakha, S., Poulton, R. y Moffitt, T. E. (2016). Childhood forecasting of a small segment of the population with large economic burden. *Nature Human Behaviour*, 1(1), 1-10. <https://doi.org/10.1038/s41562-016-0005>
- Center on the Developing Child at Harvard University. (2010). *The foundations of lifelong health are built in early childhood*. <https://pediatrics.developingchild.harvard.edu/wp-content/uploads/2021/12/Foundations-of-Lifelong-Health.pdf>
- Cortázar, A. (2015). Long-term effects of public early childhood education on academic achievement in Chile. *Early Childhood Research Quarterly*, 32, 13-22.
- Cunha, F. y J. J. Heckman. (2007). The technology of skill formation. *American Economic Review*, 97(2), 31-47.
- Cunha, F., Heckman, J. J. y Schennach, S. (2010). Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica* 78(3), 883-931. <https://doi.org/10.3982/ECTA6551>
- Cunha, F., Heckman, J. J., Lochner, L. J. y Masterov, D. V. (2006). Interpreting the evidence on life cycle skill formation. In E. A. Hanushek y F. Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education* (pp. 697-812). North-Holland.
- Dolton, P. J. y Makepeace, G. H. (1986). Sample selection and male-female earnings differentials in the graduate labour market. *Oxford Economic Papers*, 38(2), 317-341.
- Drake, E. (2012). Reducing crime and criminal justice costs: Washington State's evolving research approach. *Justice Research and Policy*, 14(1), 97-116. <https://doi.org/10.3818/JRP.14.1.2012.97>
- Duncan, G. J. y Magnuson, K. (2013). Investing in preschool programs. *Journal of Economic Perspectives*, 27(2), 109-132. <https://doi.org/10.1257/jep.27.2.109>
- Elango, S., García, J. L., Heckman, J. J. and Hojman, A. (2016) "4. Early Childhood Education". *Economics of Means-Tested Transfer*

Programs in the United States, Volume II, edited by Robert A. Moffitt, Chicago: University of Chicago Press, pp. 235-298. <https://doi.org/10.7208/9780226392523-005>

- Felitti, V. J., Anda, R., Nordenberg, D., Williamson, D., Spitz, A., Edwards, V., Koss, M. y Marks, J. (1998). Relationship of childhood abuse and household dysfunction to many of the leading causes of death in adults: The Adverse Childhood Experiences (ACE) Study. *American Journal Preventive Medicine*, 14(4), 245-258. [https://doi.org/10.1016/S0749-3797\(98\)00017-8](https://doi.org/10.1016/S0749-3797(98)00017-8)
- Fergusson, D. M., Horwood, L. J. y Ridder, E. M. (2005). Show me the child at seven: The consequences of conduct problems in childhood for psychosocial functioning in adulthood. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 46(8), 837-849. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2004.00387.x>
- García, J. L., Heckman, J. J., Leaf, D. E. y Prados, M. J. (2020). Quantifying the Life-Cycle Benefits of an Influential Early-Childhood Program. *Journal of Political Economy*, 128(7), 2502-2541.
- Garrido-Yserte, R., Gallo-Rivera, M. T., y Martínez-Gautier, D. (2020). Más allá de las aulas: los determinantes del bajo rendimiento educativo en España y el fracaso de las políticas públicas. *International Review of Economic Policy-Revista Internacional de Política Económica*, 1(1), 86-106.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-162. <https://doi.org/10.2307/1912352>.
- Heckman, J. J. (2000). *Invest in the very young*. Working Paper. The Harris School, University of Chicago. http://www.ounceofprevention.org/user_nav.php?EditID=44&Level=2
- Heckman, J. J. (2006). Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children. *Science*, 312(5782), 1900-1902. <https://doi.org/10.1126/science.1128898>
- Heckman, J. J. (2007). The economics, technology, and neuroscience of human capability formation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(33), 13250-13255. <https://doi.org/10.1073/pnas.0701362104>
- Heckman, J. J. (2008). Schools, skills, and synapses. *Economic Inquiry*, 46(3), 289-324.
- Heckman, J. J. y Corbin, C. O. (2016). Capabilities and skills. *Journal of Human Development and Capabilities*, 17(3), 342-359. <https://doi.org/10.1080/19452829.2016.1200541>
- Heckman, J. J. y Karapakula, G. (2019). *Intergenerational and intragenerational externalities of the Perry Preschool Project (N.º w25889)*. National Bureau of Economic Research.

- Heckman, J. J. y Masterov, D. V. (2007). The productivity argument for investing in young children. *Review of Agricultural Economics*, 29(3), 446-493.
- Heckman, J. J. y Mosso, S. (2014). The economics of human development and social mobility. *Annual Review of Economics*, 6(1), 689-733. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080213-040753>
- Heckman, J. J., Pinto, R. y Savelyev, P. (2013). Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes. *American Economic Review*, 103(6), 2052-2086. <https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2052>
- Heckman, J. J., Moon, S., Pinto, R., Savelyev, P. y Yavitz, A. (2010). The rate of return to the high scope Perry Preschool Program. *Journal of Public Economics*, 94(1-2), 114-128. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.11.001>
- Hoynes, H., Schanzenbach, D. y Almond, D. (2016). Long-run impacts of childhood access to the safety net. *American Economic Review*, 106(4), 903-934. <https://doi.org/10.1257/aer.20130375>
- Jung, H. y Hasan, A. (2014). *The impact of early childhood education on early achievement gaps: Evidence from the Indonesia Early Childhood Education and Development Project*. Policy Research Working Paper N.º 6794. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/18340>
- Karoly, L. A. (2012). Toward standardization of benefit-cost analysis of early childhood interventions. *Journal of Benefit-Cost Analysis*, 3(1), 1-43. <https://doi.org/10.1515/2152-2812.1085>
- Knudsen, E., James, I., Heckman, J., Cameron, J. L. y Shonkoff, J. P. (2006). Economic, neurobiological and behavioral perspectives on building America's future workforce. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 103(27), 10155-10162.
- Lee, S., Drake, E., Pennucci, A., Bjornstad, G. y Edovald, T. (2012). Economic evaluation of early childhood education in a policy context. *Journal of Children's Services*, 7(1), 53-63. <https://doi.org/10.1108/17466661211213670>
- Lucas, R. (1988). On the mechanism of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=227120
- Madala, G. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press. <http://garfield.library.upenn.edu/classics1993/A1993LM25300001.pdf>
- Martínez Rizo, F., y Silva Guerrero, J. E. (2016). Impact of largescale assessment on Mexico's education policies. *Research Papers in Education*, 31(5), 556-566. <https://doi.org/10.1080/02671522.2016.1225352>

- Moreno, J. O. (2009). Educación compensatoria en las escuelas rurales e indígenas de México: un análisis impacto sobre diferencia en habilidades usando efectos de tratamiento. En J. N. Valero y M. de L. Treviño (eds.), *La economía mexicana en 19 miradas* (pp. 65-128). Universidad Autónoma de Nuevo León.
- Moreno Treviño, J. O. y Cortez Soto, S. N. (2020). Rendimiento académico y habilidades de estudiantes en escuelas públicas y privadas: evidencia de los determinantes de las brechas en aprendizaje para México. *Revista de Economía*, 37(95), 73-106. <https://doi.org/10.33937/reveco.2020.148>
- Mulligan, C. B. y Rubinstein, Y. (2008). Selection, investment, and women's relative wages over time. *Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 1061-1110. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.3.1061>
- Nelson, C. A. y Sheridan, M. A. (2011). Lessons from neuroscience research for understanding causal links between family and neighborhood characteristics and educational outcomes. En G. J. Duncan y R. J. Murnane (eds.), *Whither opportunity: Rising inequality, schools, and children's life chances* (pp. 27-46). Russell Sage.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2009). *Doing better for children*. <https://doi.org/10.1787/9789264059344-en>
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). (2010). *Informe PISA 2009*. https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/pisainfocus/PiF1_esp_revised.pdf
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). (2013). *Informe de resultados de PISA 2012*. <https://www.oecd.org/pisa/keyfindings/PISA-2012-results-mexico-ESP.pdf>
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). (2016). *Programa para la evaluación internacional de alumnos (PISA): PISA 2015 Resultados México*. <https://www.oecd.org/pisa/PISA-2015-Mexico-ESP.pdf>
- Phillips, D. A., Lipsey, M. W., Dodge, K. A., Haskins, R., Bassok, D., Burchinal, M. R., Duncan, G. J., Dynarski, M., Magnuson, K. A. y Weiland, C. (2017). *Puzzling it out: The current state of scientific knowledge on pre-kindergarten effects a consensus statement*. Brookings. <https://www.brookings.edu/articles/puzzling-it-out-the-current-state-of-scientific-knowledge-on-pre-kindergarten-effects/>
- Poulton, R., Caspi, A., Milne, B. J., Thomson, W. M., Taylor, A., Sears, M. R. y Moffitt, T. E. (2002). Association between children's experience of socioeconomic disadvantage and adult health: A life-course study.

Lancet, 360(9346), 1640-1645. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(02\)11602-3](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(02)11602-3)

Psacharopoulos, G. y Woodhall, M. (2017). *Educación para el desarrollo. Un análisis de opciones de inversión*. Universidad de Sevilla.

Rea, D. y Burton, T. (2019). New evidence on the Heckman curve. *Journal of Economic Surveys*, 34(2), 241-262. <https://doi.org/10.1111/joes.12353>

Sammons, P., Sylva, K., Taggart, B., Melhuish, E. y Siraj-Blatchford, I. (2014). Las influencias del hogar, el pre-escolar y la escuela primaria sobre el rendimiento educativo a los once años del niño. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 22, 1-23. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=275031898113>

Schultz, T. (1961). Investment in human capital. *American Economic Review*, 51(1), 1-17.

Singh, A. (2013). Test score gaps between private and government sector students at school entry age in India. *Oxford Review of Education*, 40(1), 30-49.

Shonkoff, J. P. y Phillips, D. A. (eds.). (2000). *From neurons to neighborhoods: The science of early child development*. National Academy Press.

Valdés Pasarón, S., Ocegueda Hernández, J. M. y Romero Gómez, A. (2018). La calidad de la educación y su relación con los niveles de crecimiento económico en México. *Economía y Desarrollo*, 159(1), 61-79. http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0252-85842018000100005&lng=es&tlng=es.

Willis, R. y Rosen, S. (1979). Education and self-selection. *Journal of Political Economics*, 87(5), S7-S36.