

LA NO LINEALIDAD DEL EFECTO PAR EDUCACIONAL: EVIDENCIA PARA CHILE

Jorge Rodríguez Osorio*
Ministerio de Hacienda

Diciembre, 2010

Resumen

Este trabajo muestra evidencia de no linealidades en el impacto marginal del efecto par (EP) para alumnos de educación primaria en Chile, registrados en la encuesta del Sistema de Medición de la Calidad de la Educación (SIMCE). Se ajusta un modelo semiparamétrico (Yatchew, 1997 y 1998) y de MCO con interacciones, que controlan por selección desde y hacia establecimientos, a través de la inclusión de variables que aproximan ambos fenómenos. Las estimaciones muestran que el EP posee un impacto marginal creciente y luego decreciente. Adicionalmente, estimaciones por MCO comprueban que el EP actúa con mayor fuerza en alumnos socialmente vulnerables. Esto sugiere que aquellas políticas que disminuyan los niveles de segregación socioeconómica tienen el potencial de generar efectos positivos sobre el rendimiento promedio.

Keywords: Education, peer effect, semiparametric model.

JEL Classification: I2, C14.

*E-mail: jrodriguez@hacienda.gov.cl. Se agradecen los valiosos aportes de Dante Contreras, Juan Pablo Valenzuela y Verónica Vidal. Cualquier error es de exclusiva responsabilidad del autor.

1. INTRODUCCIÓN

En la literatura de economía de la educación, a partir de estudios pioneros como el de Coleman et al. (1966), Summers y Wolfe (1977) y Henderson et al., (1978), se analiza en qué medida el rendimiento de un estudiante depende de la interacción con sus compañeros de clase, lo que se conoce como Efecto Par (EP) educacional¹. En este trabajo se comprueba que este factor actúa de manera no lineal sobre el rendimiento individual. En primer lugar, se muestra que el EP posee rendimientos crecientes y decrecientes en la medida que se incrementan los resultados educativos de la clase. En segundo lugar, se encuentra que el EP posee un impacto heterogéneo en la población, en particular, tiene mayor injerencia en alumnos socialmente vulnerables. Con todo, es posible descartar el modelo lineal como representación del impacto del EP sobre el rendimiento individual.

Más allá de los efectos interrelacionados que se generan en los procesos de aprendizaje, las *interacciones sociales* –una dimensión complementaria al análisis exclusivamente basado en la individualidad del agente económico– parecen ganar cada vez más importancia en la literatura económica². En estos trabajos se estudia cómo las decisiones que adoptan los individuos dependen de la pertenencia a ciertas redes sociales. Al respecto, diversos análisis comprueban que las relaciones sociales potencian los efectos que generan las decisiones individuales. Algunas aplicaciones dignas de mencionar –y que reflejan la creciente relevancia de este campo en economía– corresponden a³: demanda de vivienda (Ioannides y Zabel 2003 y 2008); vecindario y oportunidades (Kling et al, 2007); crimen y otro tipo de comportamientos nocivos (Glaeser, Sacerdote y Scheinkman, 1996; Ludwig et al., 2001; Gaviria y Raphael, 2001; Kremer y Levy, 2008); mercado laboral, en lo que respecta al rol de las redes sociales para búsqueda de empleo (Topa, 2001; Ioannides y Loury, 2004; Calvó-Armengo y Jackson, 2004) y en la existencia de rigideces (Aghion, et

¹ En los estudios de interacciones sociales existe una dificultad a la hora de definir el grupo de referencia y, por consiguiente, a los “pares” relevantes, esto es, a aquellos que tienen una influencia significativa sobre el comportamiento individual. Sin embargo, este problema no parece ser tan grave en el caso de los procesos educativos, en donde, en general, se acepta como grupo de referencia válido a los pares en una misma sala de clases.

² Para una discusión al respecto ver Brock y Durlauf (2006) y Jackson y Vives (2010). Este último documento corresponde a una edición especial del *Journal of the European Economic Association*. Se recomienda además chequear los trabajos contenidos en tal edición (Marzo, 2010).

³ Una revisión detallada de las aplicaciones de las interacciones sociales en distintos contextos se puede encontrar en Brock y Durlauf (2001 y 2006).

al., 2009); proceso de formación de políticas públicas (Spiller et al., 2003); y capital social (Putnam, 1993; Durlauf, 2002; Dasgupta, 2009).

En el área educacional podemos identificar dos corrientes de estudio. En primer lugar, se ha intentado dimensionar empíricamente la influencia de este efecto sobre el rendimiento educacional de los alumnos. En este caso, el principal desafío es controlar por aquellos factores que impiden la identificación exógena del EP a través de diversas metodologías *ad hoc*. Dentro de la vasta literatura, podemos citar a Zimmer y Toma (2000), Hoxby (2000), Sacerdote (2001), Angrist y Lang (2002), Hanushek et al. (2003), Zimmerman (2003) y Carrel et al., (2009) (estudios cuyos resultados no necesariamente conducen al mismo tipo de conclusiones). En Chile, se destacan los trabajos de McEwan (2003), Sapelli y Vial (2005) y Medrano y Contreras (2009) como autores que se ocupan de manera explícita de la influencia del EP, vale decir, que no lo toman simplemente como una variable de control. La característica común a ellos es que el análisis econométrico se realiza sobre la base de una especificación lineal.

Por otro lado, otros han complementado este análisis explorando con mayor detención la *estructura* del EP. Rangvid (2003), por ejemplo, encuentra que el EP es más fuerte en los quintiles más bajos de rendimiento. Similarmente, Schneeweis y Winter-Ebmer (2007), comprueban que niños vulnerables (en términos de sus condiciones socioeconómicas) y de baja habilidad, son más sensibles al EP. McEwan (2003) muestra que el EP posee rendimientos decrecientes en Chile, esto es, el aumento marginal del rendimiento promedio en la clase genera un efecto positivo sobre el individuo que decae en la medida que aumentan los resultados educativos de los compañeros de clase. Por su parte, Hoxby y Weingarth (2006) contrastan distintas teorías acerca de la estructura del EP, evidenciando que la homogeneidad de la distribución de las características de los estudiantes en una sala de clases es positiva para el rendimiento de éstos. Se ha estudiado también el EP en contextos de segregación racial, determinándose que el rendimiento de alumnos de raza negra estaría relacionado negativamente con la matrícula de alumnos de la misma raza (Cooley 2009; Hanushek et al., 2009). En fin, distintos trabajos empíricos (relativamente nuevos por lo demás), llevan a la conclusión de que el EP tiene un campo de acción que se aleja de la linealidad usual asumida en las regresiones lineales estándar.

No obstante las contribuciones mencionadas, se debe reconocer que estudios que se han ocupado de manera explícita de la estructura del EP, hasta la fecha, han sido relativamente escasos en aportes si lo comparamos con el primer tipo de trabajo (sobre todo para Chile). Sin embargo, no debiera resultar sorprendente el encontrar heterogeneidad en la influencia del EP, debido a que, en general, las interacciones sociales poseen mecanismos internos que las hacen, de manera casi natural, no lineales (Brock y Durlauf, 2006)⁴.

La hipótesis de no linealidad es un factor importante en los estudios de segregación escolar (entendida como diferencias en las distribuciones de atributos en distintos estratos). En efecto, la presencia de un EP no lineal, frente a un mayor grado de segregación, produce que el rendimiento promedio varíe de manera no trivial. A modo de ejemplo: si el EP posee un efecto marginal más fuerte sobre alumnos desaventajados (lo que no debiera extrañar a la luz de la evidencia en otros países) un aumento en el grado de segregación, bajo alguna métrica en particular, implicaría una caída en el rendimiento promedio agregado, debido a que la redistribución causaría una disminución en los resultados de estudiantes con bajo rendimiento (debido a la “fuga” de alumnos con buenas notas), la cual más que compensaría el incremento del rendimiento para aquellos beneficiados con pares con mejores resultados (debido a la “entrada” de mejores alumnos a sus clases).

Se ha abordado el tema de segregación en dos frentes, ambos en los cuales la estructura del EP debiera importar. El primero hace referencia a la selección dentro de los establecimientos educacionales o políticas de *tracking* (clases estructuradas acorde con los niveles de rendimiento de los estudiantes). En segundo lugar, se ha analizado este fenómeno en el contexto de la evaluación de la política de *vouchers*, debido a la selección de colegios y apoderados las que conducen, posiblemente, a una mayor segregación (Epple y Romano, 1998). Naturalmente, por las características institucionales que definen el mercado por educación chileno, el segundo punto resulta de especial relevancia. Al respecto, vale destacar que Hsieh y Urquiola (2006), Valenzuela et al., (2008), y Elacqua

⁴ Por ejemplo, en el ámbito del capital social, se estudia los incentivos para lograr acuerdos cooperativos. Si asumimos un juego infinito, el paso de un equilibrio cooperativo a otro no cooperativo puede gatillarse simplemente por un cambio en las creencias mutuas respecto del actuar cívico (Dasgupta, 2009). Este ejemplo da cuenta de múltiples equilibrios y cambios repentinos de un estado hacia otros ante un cambio marginal en una variable. En términos analíticos, ello ocurre cuando existe *complementariedad* en el accionar, esto es, la existencia de incentivos que llevan a los individuos a fijar reglas de comportamiento similares entre ellos Durlauf (2001).

(2009a) encuentran evidencia que apoya la tesis de mayor segregación como consecuencia de la implementación del sistema de *vouchers* en Chile.

De modo de estudiar la hipótesis de no linealidad del EP, se trabaja con un censo de estudiantes chilenos de 4° ciclo básico, registrados en la encuesta del Sistema de Medición de la Calidad de la Educación (SIMCE). Con estos datos se realizan dos tipos de ejercicios para dos medidas alternativas de EP para un estudiante: el promedio de escolaridad de madres de compañeros y el ingreso per cápita de los pares dentro de una sala de clases. En primer lugar, se ajusta un modelo semiparamétrico (Yatchew, 1997 y 1998), cuya ventaja reside en carecer de supuestos arbitrarios que determinen a priori la estructura que debiera tomar la función que regula la influencia de los pares sobre el individuo. Podemos identificar de manera exógena el impacto marginal del EP controlando por características individuales y por la inclusión de variables que aproximan características no observables que determinan la selección de pares por parte de apoderados y de establecimientos. Para ello, en primer lugar, se incluyen factores que capturan la motivación de los padres por la educación de sus hijos, como son la abundancia de recursos educativos en el hogar. En segundo lugar, se controla por variables constantes por establecimientos y/o clases, tales como el nivel educacional de los profesores, recursos educativos para el aprendizaje y si acaso se siguen prácticas de selección de alumnos.

Los resultados muestran que el EP posee una forma funcional con tramos convexos en un principio y luego cóncavos en la medida que mejora la calidad de los pares en la sala de clases. Esto difiere parcialmente de lo encontrado por McEwan (2003), que encuentra sólo rendimientos decrecientes.

En segundo lugar, por medio de estimaciones por MCO, se explora la posibilidad de efectos marginales heterogéneos a través de la distribución de características exógenas de los estudiantes. Con ello, se muestra que, consistentemente con lo que encuentra Rangvid (2003) y Schneeweis y Winter-Ebmer (2007), aquellos alumnos con condiciones socioeconómicas desfavorables y que reciben una baja estimulación educativa en sus hogares, son más propensos a la influencia de sus compañeros de aula. Por otro lado, se encuentra que en establecimientos con mayores recursos educativos y en cursos de mayor tamaño, el efecto marginal de los pares también es mayor.

En lo que sigue, la sección 2 discute ciertos aspectos problemáticos respecto del ámbito empírico del EP, cuales son los fenómenos de reflexión y endogeneidad. En la sección 3 se presenta la estrategia de estimación. El punto 4 presenta los resultados y el apartado número 5 las conclusiones.

2. EXISTENCIA, IDENTIFICACIÓN Y NO LINEALIDADES

Desde el punto de vista de un estudiante, los pares en una sala de clases pueden ser vistos como fuente de inspiración, motivación que afecta directamente al aprendizaje individual, además de ayudar al proceso global de enseñanza en el aula (Hanushek, et al., 2003)⁵. Si bien en teoría ello puede resultar intuitivo⁶, cuantificar su efecto promedio tiene ciertas dificultades, lo que ha puesto en duda si efectivamente este fenómeno posee relevancia en la práctica. Para detallar con mayor precisión este tipo de problemas, asumamos como punto de partida un modelo lineal para caracterizar el rendimiento del alumno del alumno i -ésimo, en la clase k (Y_{ik}):

$$Y_{i,k} = X'_{i,k}\beta + \alpha\bar{Y}_{-i,k} + \bar{Z}'_{-i,k}\gamma + u_{i,k}, \quad (1)$$

donde $X_{i,k}$ es un vector de características específicas para el alumno, $\bar{Y}_{-i,k}$ es el rendimiento promedio de los pares en el aula, $\bar{Z}_{-i,k}$ corresponde a un vector de características promedio de los alumnos compañeros de clase y finalmente $u_{i,k}$ es un shock aleatorio, no observado, específico para el individuo⁷. Se asume, hasta no decir lo contrario, que éste cumple con que $E[u_{i,k} | X'_{i,k}, \bar{Z}'_{-i,k}, i \in k] = 0$.

En primer lugar discutiremos brevemente los aspectos más problemáticos que tienen que ver las propiedades de los estimadores de MCO en la especificación de la ecuación (1).

⁵ En estudios relativamente recientes desde el ámbito de la neurociencia, se ha descubierto lo que se denominan “neuronas en espejo”: células cerebrales que reaccionan y activan mecanismos de acción cuando el sujeto observa a sus pares realizando acciones equivalentes a las de él (Rizzolatti y Craighero, 2004).

⁶ De hecho, numerosos trabajos teóricos y empíricos asumen simplemente que este efecto existe y, a partir de este supuesto, derivan distintas implicancias de política pública (Zimmer y Toma, 2000).

⁷ Sin perder generalidad, es posible asumir que $\bar{Z}_{-i,k}$ es un escalar. Para efectos de las estimaciones posteriores, igualmente se trabajará con sólo un regresor que represente el efecto exógeno.

1.1. Reflexión

Manski (1993), Durlauf (2001) y Moffit (2001) estudian, a partir de la ecuación (1), el fenómeno de *reflexión*. Para precisar lo más sustancial de esta discusión, conviene mencionar algunas definiciones estándares. El parámetro α en (1) representa la influencia, en el rendimiento del individuo, del resultado promedio de su grupo de referencia, lo que se conoce como *efecto endógeno*. Por otro lado, γ da cuenta de cómo las características exógenas al grupo (tales como la raza o estatus socioeconómico) afectan a los resultados educacionales individuales, lo que se ha definido como *efecto exógeno*.

El problema de reflexión surge básicamente debido a un sesgo de simultaneidad en un modelo lineal de interacciones sociales (Moffit, 2001). En efecto, podemos promediar, condicional en las características del grupo en la ecuación (1), para obtener una expresión del rendimiento de equilibrio de la clase k . Si no tenemos información que nos indique que al menos una característica individual no entra en la ecuación (1), entonces $\bar{Z}_{-i,k} = E[X_{ik} | \bar{Z}_{-i,k}]$. Esto implica que:

$$E[Y_{i,k} | \bar{Z}_{-i,k}] = \bar{Z}'_{-i,k} \frac{\beta + \gamma}{1 - \alpha}. \quad (2)$$

Por lo tanto, el rendimiento promedio es una combinación lineal de $\bar{Z}_{-i,k}$, por lo que no podemos identificar efecto endógeno de exógeno⁸. Esto lo podemos observar con más detalle si reemplazamos la expresión en la ecuación (2) en (1), obteniendo el modelo en su forma reducida:

$$Y_{i,k} = \bar{Z}'_{-i,k} \pi + X'_{i,k} \beta + u_{ik}. \quad (3)$$

Por lo tanto, en la estimación por MCO de $\pi = \frac{\alpha\beta + \gamma}{1 - \alpha}$, no podemos recuperar los parámetros estructurales α y γ .

⁸ Una condición para la identificación es encontrar una variable en X_{ik} que no esté contenida en $\bar{Z}_{-i,k}$, de modo de emplear una estimación tipo variables instrumentales.

No obstante lo anterior, si fuera el caso de que $\hat{\pi}$ sea estadísticamente significativo, implica entonces que $\alpha\beta$ o γ es distinto de 0, lo indica que algún tipo de interacción social está presente, ya sea a través del efecto endógeno o exógeno. Dado que el objetivo de este estudio se centra en la medición de la “calidad” de los pares, independiente si las vías de influencia sobre el estudiante vienen dadas a través de las características exógenas del grupo o de los resultados educativos promedio del grupo, se ajustará una ecuación a partir de su forma reducida⁹. Por lo tanto, en este trabajo se entenderá al EP como la suma de efecto endógeno y exógeno.

Como dificultad adicional en la dimensión empírica del EP, podemos mencionar que éste se encuentra afecto a los típicos problemas de endogeneidad, los que conllevan el serio riesgo de obtener estimaciones inconsistentes de no abordarlos adecuadamente.

1.2. Endogeneidad

Asumamos que estamos trabajando con una ecuación de la forma reducida (3), en donde $E[u_{ik}] = 0$. Tal como en el análisis de Heckman (1979), la selección al grupo de referencia puede verse como un fenómeno de variable omitida relevante. En efecto, supongamos que los estudiantes siguen una regla particular, en donde los padres eligen colegios en base a la calidad promedio de los estudiantes en cada establecimiento (Epple y Romano, 1998), es decir, $i \in k$ si y sólo si $U_i(\bar{Z}_{-i,k}) \geq U_i(\bar{Z}_{-i,k'}) \forall k'$, donde $U_i(\bar{Z}_{-i,k})$ indica la utilidad que le proporciona al individuo i -ésimo el pertenecer al grupo k con características $\bar{Z}_{-i,k}$. Luego, la regresión lineal puede expresarse como:

$$E[Y_{i,k} | \bar{Z}_{-i,k}, X'_{i,k}, i \in k] = \bar{Z}_{-i,k}\pi + X'_{i,k}\beta + E[u_{i,k} | \bar{Z}_{-i,k}, X'_{i,k}, U_k(\bar{Z}_{-i,k}) \geq U_k(\bar{Z}_{-i,k'})]$$

En el caso de que los estudiantes fueran distribuidos de forma aleatoria en clases y establecimientos, entonces $E[u_{ik}] = E[u_{i,k} | \bar{Z}'_{-i,k}, X'_{i,k}, U_k(\bar{Z}_{-i,k}) \geq U_k(\bar{Z}_{-i,k'})]$, lo que, en el contexto del EP educacional (y en general en la literatura de interacciones sociales)

⁹ En general, la literatura del EP educacional no se ha preocupado de la identificación de ambos efectos. Esta distinción, no obstante, puede resultar importante. Si $\alpha \neq 0$, entonces un cambio en las características exógenas del grupo ejerce una influencia indirecta a través del cambio en el rendimiento educacional de los demás compañeros. Este fenómeno se le conoce como multiplicador social (Manski, 1993).

difícilmente se da. En esta situación es muy probable que la estimación sobre el parámetro π resulte sobreestimada. Para entender este punto, supongamos que ciertos padres son especialmente preocupados por la educación de sus niños, condicional en sus antecedentes educacionales, recursos financieros y otros aspectos en su estructura de preferencias y/o restricciones de presupuesto. De ser el caso, es razonable entonces que dichos padres inviertan en diversos inputs educacionales, como materiales educativos, mayor tiempo de dedicación para hacer tareas, etc. También podemos pensar que uno de estos insumos corresponda a una mayor intensidad de búsqueda por escoger buenos establecimientos, vale decir, con abundantes recursos para el aprendizaje (buena infraestructura, profesores calificados) y en donde sus estudiantes posean buenos resultados educacionales. Por lo tanto, apoderados motivados pueden inducir un rendimiento superior en sus hijos desde el hogar, y, a su vez, no escatimar en costos de búsqueda por buenos establecimientos en base a la calidad del alumnado, generando un efecto positivo indirecto sobre el estudiante. Este tipo de características comunes entre apoderados que eligen un establecimiento en particular, sugiere la existencia de una correlación positiva entre la calidad de los pares y el rendimiento educacional.

Una estrategia para abordar este problema corresponde a la estimación por Variables Instrumentales, camino que puede tener sus propias dificultades y riesgos no menores, dada la difícil elección de instrumentos adecuados en este contexto (Brock y Durlauf, 2001). Otra alternativa –ante la escasez de instrumentos en los datos disponibles– es usar variables que aproximen esta regla de selección e incluirlas en la ecuación (4) de manera de atenuar lo más posible el sesgo de selección. De acuerdo entonces con la discusión en esta sección, el elemento no observable, que causa heterogeneidad tanto en inputs educacionales como en selección, es el factor de interés de los padres. Ello sugiere que una variable que aproxime la selección de establecimientos precisamente son los recursos educativos presentes en el hogar.

Por otro lado, resulta razonable encontrar elementos comunes para cada grupo de referencia (clase o establecimiento), pero que están omitidas en la regresión. Es decir, podemos considerar que los shocks aleatorios son tales que $u_{i,k} = \mu_k + \eta_{i,k}$. Dado que estamos trabajando sobre una forma reducida, es probable que este factor no ocasione mayores problemas en la estimación, ya que μ_k induce cambios en el rendimiento promedio

de la clase (efecto endógeno), mas no en las características exógenas del grupo de referencia. Por lo tanto, se sigue cumpliendo que $E[\bar{Z}_{-i,k}u_{i,k}] = 0$. Sin embargo, puede ser un factor importante en la elección de escuelas por parte de los padres y, por ende, podría ser un elemento perteneciente a la estructura de preferencias que determinan las decisiones de selección.

Con respecto a lo anterior, Elacqua (2009b) comprueba que el nivel de calidad del establecimiento, en aquellos con fines de lucro de estratos medio-bajo, incide en su demanda relevante, situación que no se cumple en establecimientos de estatus socioeconómico alto y colegios sin fines de lucro. No obstante, aun si fuera el caso de que estas prácticas no sean habituales en los datos que se disponen en este trabajo, igualmente se incluyen en el análisis variables específicas para el grupo de referencia (lo que se conoce también como *efectos contextuales*). De esta manera se evita correr el riesgo de caer en estimaciones inconsistentes.

Finalmente, pueden existir ciertas prácticas de selección en los mismos establecimientos como consecuencia de objetivos internos que buscan incrementar el rendimiento promedio de sus alumnos. Ello puede darse de manera directa (atrayendo a mejores alumnos) o indirectamente a través de EP (si efectivamente éste es un elemento significativo en el aprendizaje, entonces el invertir en selección de buenos alumnos resulta aún más rentable). Si, además, este tipo de establecimientos poseen factores no observables que inducen mejores resultados sobre sus alumnos, entonces nuevamente tendremos un fenómeno de inconsistencia en la estimación de (3). Para enfrentar este problema, se seguirá la misma estrategia respecto de selección en familias, vale decir, la inclusión de variables en que capturen heterogeneidad en prácticas de selección.

1.3. Una ecuación no lineal para el EP

Dado que estamos interesados en estudiar la posibilidad de encontrar efectos no lineales en el EP, asumiremos que el rendimiento del estudiante sigue la siguiente especificación:

$$Y_{i,k} = h(\bar{Z}_{-i,k}) + X'_{i,k}\beta + u_{ik} \quad (4)$$

La introducción de un modelo como (4), que se distancia del supuesto sobre linealidad, permite un análisis con mayor profundidad de la heterogeneidad implícita en el EP. En efecto, si (3) fuera el modelo verdadero, entonces el estudio de los mecanismos por los que el EP tiene injerencia en el rendimiento individual pierde cierto sentido, ya que asume que el impacto marginal del EP es igual a π para todos los individuos.

Un EP no lineal, en cambio, tiene consecuencia de políticas no triviales, las que se asocian principalmente con el debate sobre segregación escolar. En efecto, la distribución de los estudiantes en distintos estratos de la sociedad (o en un mismo establecimiento sobre distintos cursos) no es un elemento de importancia, en términos del promedio agregado, en el caso de que (3) sea el modelo poblacional. A modo de ejemplo, supongamos dos cursos A y B. Si aumentamos el rendimiento promedio del curso B trasladando un buen alumno desde la clase A, dado que los impactos marginales son homogéneos en toda la distribución de las características de los estudiantes, entonces la caída de los resultados en esta última clase compensa la subida de los primeros. Luego, el promedio total no varía. Este cambio en segregación genera consecuencias sobre el promedio agregado dependiendo de la curvatura de $h(\cdot)$.

Por otro lado, es necesario consignar que el punto principal no es que el debate sobre segregación carece de sustancia alguna frente a un modelo lineal en medias. Efectivamente, la caída del promedio en alumnos desaventajados tiene serias consecuencias sobre la distribución de oportunidades de dichos estudiantes. No obstante, el elemento central en esta discusión es que la existencia de impactos heterogéneos puede incluso exacerbar este tipo de fenómenos en la población (de hecho, el aumento en la desigualdad será mayor si el impacto marginal es más fuerte en la población de estudiantes socialmente desaventajados).

Como implicancia fundamental, entonces, se tiene que la estructura teórica que el analista le otorga *ex-ante* al EP, previo al análisis empírico, puede tener serias consecuencias al momento de diseñar y contrastar distintas opciones de política pública en base a los resultados que obtenga *ex-post*. Precisamente, la principal ventaja de la ecuación (4) es que no tiene supuestos paramétricos arbitrarios respecto de $h(\cdot)$.

Finalmente, debemos notar que lo discutido sobre selección también aplica a la ecuación (4). Si el término de error u_{ik} es independiente de las variables $(X_{i,k} \bar{Z}_{-i,k})'$, entonces también se cumple que $E[m(X_{i,k}, \bar{Z}_{-i,k})'u_{ik}] = 0$, para cualquier función $m(\cdot)$. Por lo tanto, las aprehensiones sobre endogeneidad se trasladan de manera directa al análisis de un modelo no lineal.

3. METODOLOGÍA Y DATOS

1.4. Estrategia de estimación

El análisis empírico se concretará mediante la estimación de la ecuación (4) —o modelo *lineal parcial* como se conoce en la literatura— donde $\bar{Z}_{-i,k}$ es un escalar. Para estos efectos se ocupará el estimador semiparamétrico de diferencias propuesto por Yatchew (1997)¹⁰, metodología que se describe a continuación.

En primer lugar, los datos deben ordenarse de menor a mayor valor, acorde con los valores que tome $\bar{Z}_{-i,k}$, es decir: $\bar{Z}_{-1} < \bar{Z}_{-2} < \dots < \bar{Z}_{-N}$, donde N es el tamaño muestral (se eliminó el subíndice k simplemente para recalcar que la ordenación se efectúa a través de todos los establecimientos y clases). Luego, se aplica primeras diferencias a (4):

$$Y_i - Y_{i-1} = h(\bar{Z}_{-i}) - h(\bar{Z}_{-(i-1)}) + (X'_i - X'_{i-1})\beta + u_i - u_{i-1}. \quad (5)$$

Asumiendo que $h(\cdot)$ posee primeras derivadas acotadas, si $N \rightarrow \infty$ (supuesto especialmente conveniente para la muestra con que se dispone), entonces $h(\bar{Z}_{-i}) - h(\bar{Z}_{-(i-1)}) \rightarrow 0$, por lo que β puede estimarse en (5) por MCO. Si se cumplen los supuestos habituales (ver sección 2), entonces el estimador de diferencias tiene una distribución muestral aproximada:

$$\hat{\beta}_{\text{Diff}} \rightarrow N\left(\beta, \frac{1,5\sigma_u^2}{\sigma_x^2}\right), \quad (7)$$

¹⁰ Se ocupa el código Stata de Lokshin (2006).

en donde σ_u^2 corresponde a la varianza condicional de u_{ik} y σ_x^2 es la correspondiente para $X_{i,k}$.

Debemos notar que el término de error en (5) posee una estructura MA(1), lo que reduce la eficiencia del estimador de MCO para β . Ante ello, Yatchew (1997) propone un estimador asintóticamente eficiente a través de la aplicación de ponderadores diferenciales sobre (5)¹¹.

Podemos recuperar la función $h(\cdot)$ simplemente diferenciado $Y_i - X_i' \hat{\beta}_{\text{Diff}}$, cuyo resultado genera un conjunto de puntos que pueden usarse para una estimación *locally polynomial regression* u otro estimador no paramétrico.

Finalmente, queda la interrogante de si acaso una función como $h(\cdot)$ es preferible a una alternativa lineal. Para ello definamos:

$$S_{\text{Diff}}^2 = n^{-1} \sum_{i=1}^N \left((Y_i - Y_{i-1}) - (X_i' - X_{i-1}') \hat{\beta}_{\text{Diff}} \right)^2$$

$$S_{\text{Res}}^2 = n^{-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - X_i' \hat{\beta}_{\text{Res}} - \bar{Z}_{-i}' \hat{\pi}_{\text{Res}})^2$$

donde $\hat{\beta}_{\text{Res}}$ y $\hat{\pi}_{\text{Res}}$ son estimaciones restringidas a una especificación lineal, las que pueden ser obtenidas por MCO. Bajo la hipótesis nula de que el modelo poblacional corresponde a (3), se cumple que:

$$V = \frac{n^{1/2}(S_{\text{Res}}^2 - S_{\text{Diff}}^2)}{S_{\text{Diff}}^2} \sim N(0,1) \quad (8)$$

En términos simples, la ecuación (8) sugiere que si la especificación lineal se adecúa razonablemente bien a los datos, entonces los resultados del modelo lineal-parcial serán tales que $h(\cdot)$ se aproxime a una línea recta, en cuyo caso S_{Diff}^2 y S_{Res}^2 no debieran estar muy alejados¹².

¹¹ Ver Yatchew (1997 y 1998) para más detalles.

¹² En general, uno puede contrastar la hipótesis de un modelo semiparamétrico versus uno en donde el efecto de \bar{Z}_{-i} sobre Y_i sea igual a $g(\bar{Z}_{-i}, \pi)$. En este caso, el test de hipótesis comprueba la validez de una función paramétrica versus una no paramétrica (Lokshin, 2006).

1.5. Datos

Se usará la encuesta del Sistema de Medición de la Calidad de la Educación (SIMCE) para el año 2005. Ésta reporta los puntajes individuales obtenidos en las pruebas de rendimiento en las áreas de matemáticas y lenguaje para todos los estudiantes chilenos de 4º ciclo básico que rindieron la prueba: 192.234 y 191.813 estudiantes para matemáticas y lenguaje, respectivamente¹³. La ventaja del SIMCE –y en particular el año 2005– es que contiene gran cantidad de información a nivel de familia, establecimiento y clase. En la Tabla 1 se encuentra un resumen de las variables utilizadas en este trabajo.

[Insertar Tabla 1]

Se ajustarán regresiones teniendo como variables dependientes el puntaje obtenido en lenguaje (LENG) y matemáticas (MATE). Las variables explicativas, por su parte, estarán compuestas por una serie de características individuales, que incluyen género (SEXO), si el estudiante cursó preescolar (PREESCOLAR), los años de educación de la madre (EDMADRE) y el ingreso per cápita familiar (INGRESO).

Tal como se mencionó, la presencia de sesgo de selección puede atenuarse si se incluye en las estimaciones variables que aproximen esta regla de selección. Para estos efectos, se considera la existencia de diversos elementos que pueden estar presentes en el hogar y que, en teoría, generan un impacto positivo en el aprendizaje del niño(a): (i) material de ayuda para tareas escolares (enciclopedias, diccionarios, libros de consulta, etc.) (ii) espacio adecuado para estudiar (por ejemplo, un escritorio o mesa ubicado en un lugar tranquilo), (iii) textos escolares y (iv) conexión a internet. En cada uno de estos puntos se les pide a los padres y apoderados responder afirmativa o negativamente si alguno de estos elementos se encuentra presente en el hogar, para luego anotar las respuestas positivas con 1 y las negativas con un 0. El conjunto de estas variables dicotómicas se les denomina “recursos educativos en el hogar” (R_CASA). Adicionalmente, se incluyen variables que

¹³ Corresponde a la muestra efectiva de las regresiones a utilizar, esto es, luego de eliminar observaciones que contenían valores no reportados.

indican la presencia de libros en el hogar ($LIBROS_i$, las que toman el valor 1 si en el hogar posee i o más libros y 0 en otro caso). R_CASA y $LIBROS_i$, se asumen como *proxies* que representan el efecto de selección de establecimientos por parte de los padres y apoderados dado su potencial correlación con el grado de motivación y los costos de búsqueda en el que incurren.

Acorde con lo argumentado respecto a los posibles sesgos por elementos omitidos, incluimos también variables específicas por el grupo de referencia (clase) y por establecimiento educacional. En primer lugar, se tiene disponible variables dicotómicas que registran si el profesor de la clase posee título profesional (TITULO) y si posee postgrado (POSTGRADO) Adicionalmente, se cuenta con los años de experiencia del profesor – aproximado por la diferencia entre el año 2005 y aquel en que comenzó su labor como docente (EXP) – y el tamaño de cada curso (NAL).

En segundo lugar, se incluyen variables que tienen que ver con recursos educativos en el establecimiento ($R_COLEGIO$). En esta oportunidad, son los mismos profesores los que responden ante la interrogante de si las siguientes características están presentes: (i) texto escolar, (ii) literatura (novelas, cuentos, poesía, ensayos, obras de teatro), (iii) libros de consulta (diccionarios, enciclopedias, atlas, etc.), (iv) diarios, revistas, boletines, anuarios y almanaques, (v) internet, (vi) programas computacionales/CD-Rom, (vii) videos VHS/DVD (películas o documentales), (viii) CD de música/casetes, (ix) mapas (Chile político, planisferio, globo terráqueo), (x) láminas (ciencias naturales, inglés, etc.), (xi) transparencias/diapositivas, (xii) calculadora y (xiii) juegos didácticos. Adicional a $R_COLEGIO$, se incluyen variables dicotómicas de región ruralidad.

En relación con selección por parte de la escuela en los cuestionarios a padres y apoderados se incluye una pregunta referente a los antecedentes requeridos para que alumno pudiera matricularse ($R_SELECCIÓN$), las que se incluyen como variables dicotómicas. Estos antecedentes son los siguientes: (i) certificado de nacimiento, (ii) notas de Kinder y/o Pre-kinder, (iii) certificado de matrimonio civil, (iv) certificado de notas del establecimiento anterior, (v) certificado de bautizo y(o) matrimonio por la iglesia, (vi) el alumno debió asistir a una sesión de juego, (vii) certificado de remuneraciones, (viii) el alumno debió rendir un examen escrito o prueba de ingreso y (ix) entrevista con los padres.

Finalmente, para representar la calidad de los pares (PEER) se promedia los años de escolaridad de las madres y el ingreso per cápita del curso. De esta manera tenemos dos medidas alternativas:

$$PEER_i = (N_k - 1)^{-1} \sum_{\substack{j \neq i \\ j \in k}}^n x_j.$$

$$x = EDMADRE, INGRESO$$

4. RESULTADOS

En el Gráfico 1 se encuentra la estimación para $h(\cdot)$ obtenido por medio del estimador de diferencias de Yatchew. En todos los casos posibles, la forma de la función $h(\cdot)$ presenta un tramo convexo y uno cóncavo, esto es, el efecto marginal del EP crece hasta llegar a un máximo y luego empieza a descender (ver Gráfico 2). Cuando PEER es escolaridad de madres, dicho máximo se asocia a un promedio de 12 años de escolaridad. Este resultado implica que niños pertenecientes a cursos relativamente desaventajados –en términos de tener compañeros con características que los hacen poseer un bajo rendimiento– poseen una sensibilidad creciente ante aumentos marginales en la calidad de éste. Asimismo, aquellos en clases con pares de buen rendimiento poseen una sensibilidad decreciente frente a aumentos en los puntajes de las pruebas de matemáticas y lenguaje en sus clases.

[Insertar Gráficos 1 y 2]

En las Tabla 2-5 se muestran los estimadores para la parte lineal, los que se comparan con la estimación por MCO de la forma reducida, para las pruebas de matemáticas y lenguaje, usando las dos variables PEER en cada caso. Adicionalmente se incluyen estimaciones que incluyen términos con potencias de $\bar{Z}_{-i,k}$ y se calcula el test descrito en la sección anterior para comprobar que la alternativa semiparamétrica es preferida o no a las alternativas lineales. Los resultados indican de manera clara que la hipótesis de linealidad (bajo las distintas modalidades que aparecen allí) se rechaza contundentemente.

[Insertar Tabla 2-5]

La introducción de no linealidades en la columna (1) afecta la magnitud de algunos parámetros, logrando diferencias considerables con sus análogos en las columnas (2)-(4). Para lograr una mayor eficiencia en la estimación de éstos es posible realizar las estimaciones con órdenes de diferenciación superiores, acorde con lo desarrollado por Yatchew (1997). En regresiones efectuadas considerando estas modificaciones se pudo comprobar que órdenes de diferenciación mayores a 2 efectivamente disminuían las varianzas de los parámetros individuales. De centrar la atención en alguno de estos parámetros, la introducción de diferencias superiores en el modelo lineal-parcial puede ser importante, ya que pueden llevar a conclusiones radicalmente distintas. En todo caso, para efectos de este análisis, las diferencias entre las funciones estimadas para $h(\cdot)$ con órdenes de diferencias son mínimas¹⁴.

[Insertar Gráfico 3]

Se realizará a continuación un ejercicio que tiene por finalidad una exploración en mayor profundidad respecto de la estructura de la función $h(\cdot)$. En particular, se desea verificar si hay impactos heterogéneos a través de ciertas características exógenas de los alumnos. Asumamos para ello el siguiente modelo:

$$Y_i = X_i' \beta + h(\bar{Z}_{-i})(1 + \sum_{j=1}^q \phi_j x_i^j) + u_i, \quad (9)$$

en donde el incremento marginal de \bar{Z}_{-i} tiene un efecto igual a $\frac{\partial Y_i}{\partial \bar{Z}_{-i}} = h'(\bar{Z}_{-i})(1 + \sum_{j=1}^q \phi_j x_i^j)$, sobre el rendimiento educacional. Por lo tanto, el impacto marginal del EP depende también del nivel de los x_i 's. Una forma sencilla para comprobar si el modelo

¹⁴ Este análisis no se reporta en este trabajo, sin embargo, están disponibles para quién así lo desee contactando al autor.

anterior se ajusta a los datos es mediante la aproximación de $h(\cdot)$ con potencias de \bar{Z}_{-i} . Luego, la ecuación (9) queda de la siguiente manera:

$$Y_i = X_i' \beta + \sum_{s=1}^p \alpha_s \bar{Z}_{-i}^s + \sum_{s=1}^p \sum_{j=1}^q (\rho_s^j x_i^j \bar{Z}_{-i}^s) + u_i, \quad (10)$$

Sobre la base de un estadístico F, podemos contrastar la hipótesis nula de que $\rho_1^j = \rho_2^j = \dots \rho_p^j = 0$. De no poder rechazar esta hipótesis, entonces podemos estar seguros de que $\phi_j = 0$ y por lo tanto la variable j -ésima no tiene injerencia en el impacto marginal de \bar{Z}_{-i} sobre Y_i .

Para estos efectos se estiman dos regresiones, correspondientes a las variables dependientes de lenguaje y matemáticas por MCO, acorde con (10), asumiendo heterogeneidad por: ingreso per cápita familiar; años de educación de la madre; género; tamaño de curso; si alumno asistió a preescolar; un indicador de recursos educativos en el establecimiento educacional; y un indicador de recursos educativos en el hogar¹⁵ ($x_i = (YPC, SEXO, EDM, NAL, PREESCOLAR, R_COLEGIO, R_CASA)$). El orden de las potencias p se elige mediante la minimización de los criterios de información de Schwarz y Hannan-Quinn, obteniéndose potencias al cuadrado para ambas especificaciones¹⁶. La Tabla 4 registra los estadísticos F para la hipótesis conjunta de que los términos ρ_s^j , para $s = 1, 2$, son iguales a 0. Acorde con estos resultados, efectivamente existen impactos diferenciados a través de todas las variables consideradas, excepto en el caso de la variable que mide el capital humano en el hogar (años de educación de la madre), en donde las regresiones arrojan resultados disímiles.

[Insertar Tabla 4]

[Insertar Gráfico 4]

¹⁵ En este caso, se construye un solo indicador promediando los valores de las variables dicotómicas en ambas variables.

¹⁶ Los criterios BIC y HQC, en la mayoría de los casos, indican que el mejor ajuste lo logra $p=2$. Sólo en el caso de la regresión de lenguaje, cuando la variable que captura efecto par es promedio de escolaridad de madres, BIC resulta en $p=1$ y HQC $p=2$. En este caso, sin embargo, la forma implícita del EP sobre la base del modelo paramétrico cuando $p=2$ se asemeja más a $h(\cdot)$ del modelo lineal-parcial que cuando $p=1$.

Dado que resulta algo difícil cuantificar este efecto a partir de los parámetros estimados, se muestra en los Gráficos 5-11 la relación $\frac{\partial Y_i}{\partial \bar{Z}_{-i}}$ versus \bar{Z}_{-i} –aproximada por el estimador *locally polynomial regression*– para distintos cohortes de muestra acorde con las x_i^j consideradas. Los resultados muestran que la estructura del EP actúa de manera bastante similar tanto para las ecuaciones de puntaje de matemáticas como de lenguaje. Por lo tanto, todas las conclusiones que se consignan a continuación son robustas para ambas regresiones. Asimismo, el efecto marginal crece y luego tiende a decrecer, de manera consistente con el resultado que obtiene la estimación semiparamétrica.

[Insertar Gráficos 3-9]

El EP educacional tiene mayor influencia en hombres, que cursaron preescolar y sobre aquellos que provienen de hogares más pobres (Gráficos 3, 4 y 5, respectivamente). En efecto, los alumnos pertenecientes a los quintiles más bajos de ingreso (1, 2 y 3) poseen impactos marginales más altos para la mayoría de los valores que toma la variable \bar{Z}_{-i} . Por otro lado, niños(as) cuyas madres poseen menor capital humano, son más influenciados por el rendimiento y las características exógenas de sus compañeros de clase, aunque esto pareciera ser relevante sólo para la ecuación de matemáticas cuando PEER es educación madres de pares, lo que pone en duda la robustez de este resultado (Gráfico 6 y Tabla 4).

Aquellos estudiantes con menor estímulo educativo en el hogar, lo que se aproxima con la variable R_CASA, tienden también a poseer una mayor sensibilidad con el comportamiento de sus pares (Gráfico 7). Este último resultado es importante, ya que confirma la intuición de que la interacción con niños y niñas de buen rendimiento académico puede suplir, en parte, la interacción educativa en el hogar –al menos en un grado mayor relativo al caso de que no hubiera un impacto diferenciado a través de la distribución de esta variable. Visto de otro punto de vista, sin embargo, un aumento en la segregación escolar (lo que implica una concentración en ciertos colegios de niños con bajo rendimiento académico y pertenecientes a estratos socioeconómicos bajos) puede tener un efecto negativo sobre el rendimiento promedio agregado, ya que el impacto marginal de un mayor grado de segregación es más fuerte en estudiantes vulnerables. Este resultado es

consistente con lo que encuentra Schneeweis y Winter-Ebmer (2007), para estudiantes Austriacos y, en parte, por Rangvid (2003). Asimismo, es interesante notar que este tipo de resultados se encuentra en otros contextos en donde se estudian la influencia de interacciones sociales. Por ejemplo, Falk e Ichino (2009) muestran que trabajadores de baja productividad son más sensibles al comportamiento de sus pares.

El Gráfico 8 muestra que la sensibilidad de las interacciones sociales en la sala de clases se acentúa en cursos más grandes. Se ha estudiado, en la teoría de redes sociales, que la interacción es de “mejor calidad” –vale decir, la probabilidad de obtener un equilibrio cooperativo es mayor¹⁷– en situaciones donde las redes sociales son de menor tamaño. Los datos analizados en este trabajo muestran un panorama distinto en el ámbito educacional. Es posible concluir que la reducción del tamaño de curso genera un efecto sobre el rendimiento individual distinto al que implicaría la estimación de un modelo lineal –donde ambas variables se correlacionan inversamente –, ya que el efecto final dependerá de la composición ex ante y ex post de la sala de clases, en términos de las características y/o rendimiento de los alumnos.

Respecto del impacto marginal en función de los recursos disponibles en colegio (Gráfico 9), los resultados muestran que el tener compañeros de clase con mejor rendimiento se aprovecha más en contextos donde los recursos educativos abundan. Esto descarta el supuesto *trade-off* entre inversión por infraestructura versus en calidad de pares, por cuanto ambas inversiones poseen retornos dependientes entre sí; a mayor abundancia de recursos educativos, mayor es el impacto marginal del EP.

5. CONCLUSIONES

La conclusión principal que se derivan de los ejercicios que se desarrollaron en este trabajo, es que el EP está lejos de actuar en la población como lo asume el modelo lineal en

¹⁷ Por ejemplo, Spiller, Stein y Tomassi (2003), muestran que el alcanzar acuerdos en torno a una política pública se facilitan en la medida que el número de actores políticas es más acotado, resultado, por lo demás, estándar en teoría de juegos. Es interesante el hecho de que esta resultado matemático no se cumpla en este contexto, lo que llama la atención sobre otras variables que hacen del contexto educativo en un aula diferente al resto de los escenarios en donde se ha estudiado la influencia de las interacciones sociales.

medias. De hecho, la evidencia comprueba que este fenómeno posee una estructura implícita de alta complejidad.

En primer lugar, se demuestra que el EP tiene una injerencia mayor en estudiantes de bajos estratos socioeconómicos pertenecientes a hogares con escasos estímulos educativos. Este resultado tiene una importancia no menor en el debate de segregación escolar, ya que aquellas políticas que intenten atenuar este fenómeno (como por ejemplo a través de subvenciones diferenciadas), tendrán un efecto positivo en el rendimiento promedio de la población (*ceteris paribus*), debido a que el incremento del rendimiento individual frente a un aumento en el correspondiente promedio de la clase, en establecimientos donde se concentran alumnos vulnerables, más que compensa la correspondiente disminución de los resultados en establecimientos que agrupan alumnos aventajados. Se debe recalcar, sin embargo, que este constituye sólo un análisis parcial. El argumento que se quiere consignar es que, en la evaluación de equilibrio general de las políticas dirigidas a atenuar la segregación escolar, el modelo lineal para el análisis empírico del EP obvia la heterogeneidad en el impacto, lo que puede llevar a conclusiones erradas.

Por otro lado, se consigna que el EP actúa más fuerte en donde el tamaño de curso es más grande, lo que revela nuevos aspectos a tener en cuenta respecto del análisis del tamaño óptimo del curso. Por ejemplo, en clases donde hay una concentración creciente de alumnos con bajas capacidades cognitivas, el impacto negativo individual es mayor (relativo al caso en que no hay heterogeneidad por tamaño de curso) si estos cursos son de gran tamaño. Asimismo, se registra que los retornos –en términos de resultados educativos– de la inversión en infraestructura y en selección de alumnos presentan una correlación positiva, por cuanto los alumnos obtienen un mejor “provecho” de las interacciones sociales en ambientes con recursos educativos de mayor cuantía.

Si el objetivo es el mejorar la calidad de los servicios educativos, estos resultados proporcionan nuevos elementos a tener en cuenta, tanto desde la esfera de las políticas públicas como desde la gestión educativa dentro de los establecimientos educacionales.

Referencias

- Aghion, P., Algan, Y. and Cahuc, P. (2009). "Civil Society and the State: The Interplay between Cooperation and Minimum Wage Regulation", Working Paper 14327, National Bureau of Economic Research.
- Angrist, J. and Lang, K. (2002). "How Important are Classroom Peer Effects? Evidence from Boston's Metco Program", Working Papers Series 9263, National Bureau of Economic Research.
- Brock, W. and Durlauf, S. (2001). "Interactions-based models", in J. Heckman and E. Leamer (ed), *Handbook of Econometrics*. **5**: 3297-3380. Amsterdam: North-Holland.
- Brock, W. and Durlauf, S. (2006). "Social Interactions and Macroeconomics", in D. Colander (ed), *Post Walrasian Macroeconomics*. Cambridge University Press.
- Calvó-Armengol, A. and Jackson, M. (2004). "The Effects of Social Networks on Employment and Inequality", *The American Economic Review* Vol. 94 (3); 426-454.
- Carrell, S., Fullerton, R. and West, J. (2009). "Does Your Cohort Matter? Measuring Peer Effects in College Achievement", *Journal of Labor Economics* Vol. 27 (3); 439-464.
- Cooley, J. (2009). "Desegregation and Achievement Gap: Do Diverse Peer Help", Working Paper, Duke University.
- Dasgupta, P. (2009). "A Matter of Trust: Social Capital and Economic Development", Manuscript, Prepared for presentation at the Annual Bank Conference on

Development Economics (ABCDE), Seoul, June 2009. Faculty of Economics, University of Cambridge.

Durlauf, S. (2001). "A Framework for the Study of Individual Behavior and Social Interactions", *Sociological Methodology* Vol. 31: 47-87.

Durlauf, S. (2002). "On the Empirics of Social Capital", *The Economic Journal* Vol. 112 (483): F459-F479.

Elacqua, G. (2009a). "The impact of school choice and public policy on segregation", Documento de Trabajo 10, Centro de Políticas Comparadas de Educación.

Elacqua, G. (2009b). "Parent behavior and Yardstick Competition: Evidence from Chile's National Voucher Program", Documento de Trabajo 2, Centro de Políticas Comparadas de Educación.

Epple, D. and Romano, R. (1998). "Competition between Private and Public Schools, Vouchers, and Peer-Group Effects", *The American Economic Review* Vol. 88 (1): 33-62.

Epple, D. and Romano, R. E. (1998). "Competition between Private and Public Schools, Vouchers, and Peer-Group Effects", *The American Economic Review* Vol. 88 (1): 33-62.

Falk, A. and Ichino, A. (2006). "Clean Evidence on Peer Effects", *Journal of Labor Economics* Vol. 24 (1): 39-58.

Gaviria, A. and Raphael, S. (2001). "School-Based Peer Effects and Juvenile Behavior", *The Review of Economics and Statistics* Vol. 83 (2): 257-268.

- Glaeser, E. L., Sacerdote, B. and Scheinkman, J. A. (1996). "Crime and Social Interactions", *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 111 (2): 507-548.
- Hanushek, E., Kain, J., Markman, J. and Rivkin, S. (2003). "Does peer ability affect student achievement?", *Journal of Applied Econometrics* Vol. 18 (5): 527-544.
- Hanushek, E., Kain, J. and Rivkin, S. (2009). "New Evidence about Brown v. Board of Education: The Complex Effects of School Racial Composition on Achievement", *Journal of Labor Economics* Vol. 27 (3): 349-383.
- Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica* Vol. 47 (1): 153-161.
- Henderson, V., Mieszkowski, P. and Sauvageau, Y. (1978). "Peer group effects and educational production functions", *Journal of Public Economics* Vol. 10 (1): 97-106.
- Hoxby, C. (2000). "Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation", Working Papers Series 7867, National Bureau of Economic Research.
- Hoxby, C. and Weingarth, G. (2006). "Taking Race Out of the Question: School Reassignment and the Structure of Peer Effects ", unpublished manuscript Harvard University.
- Ioannides, Y. and Loury, L. (2004). "Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality", *Journal of Economic Literature* Vol. 42 (4): 1056-1093.
- Ioannides, Y. and Zabel, J. (2003). "Neighbourhood effects and housing demand", *Journal of Applied Econometrics* Vol. 18 (5): 563-584.

- Ioannides, Y. M. and Zabel, J. E. (2008). "Interactions, neighborhood selection and housing demand", *Journal of Urban Economics* Vol. 63 (1): 229-252.
- Jackson, M. and Vives, X. "Social Networks and Peer Effects: An Introduction", *Journal of the European Economic Association* Vol. 8 (1): 1-6.
- Kling, J., Liebman, J. and Katz, L. (2007). "Experimental Analysis of Neighborhood Effects", *Econometrica* Vol. 75 (1): 83-119.
- Kremer, M. and Levy, D. (2008). "Peer Effects and Alcohol Use among College Students", *The Journal of Economic Perspectives* Vol. 22: 189-3A.
- Lokshin, M. (2006). "Difference-based semiparametric estimation of partial linear regression models", *Stata Journal* Vol. 6 (3): 377-383.
- Ludwig, J., Duncan, G. and Hirschfield, P. (2001). "Urban Poverty and Juvenile Crime: Evidence from a Randomized Housing-Mobility Experiment*", *Quarterly Journal of Economics* Vol. 116 (2): 655-679.
- Manski, C. (1993). "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *The Review of Economic Studies* Vol. 60 (3): 531-542.
- McEwan, P. (2003). "Peer effects on student achievement: evidence from Chile", *Economics of Education Review* Vol. 22 (2): 131-141.
- Moffit, R. (2001). "Policy Interventions, Low-Level Equilibria, and Social Interactions", in S. Durlauf and H. P. Young (ed), *Social Dynamics*. 45-82. Cambridge, MIT Press.
- Putnam, R., Leonardi, R. and Nanetti, R. (1993). *Making democracy work: Civic traditions* Princeton University Press, New York.

- Rangvid, B. (2003). "Educational Peer Effects Quantile Regression Evidence from Denmark with PISA 2000 Data", AKF, Institute of Local Government Studies.
- Rizzolatti, G. and Craighero, L. (2004). "The Mirror-Neuron System", *Annual Review of Neuroscience* Vol. 27 (1): 169-192.
- Ron, W. Z. and Toma, E. F. (2000). "Peer Effects in Private and Public Schools across Countries", *Journal of Policy Analysis and Management* Vol. 19 (1): 75-92.
- Sacerdote, B. (2001). "Peer Effects with Random Assignment: Results for Dartmouth Roommates", *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 116 (2): 681-704.
- Sapelli, C. and Vial, B. (2005). "Private vs Public Voucher Schools in Chile: New Evidence on Efficiency and Peer Effects", Documentos de Trabajo 289, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Schneeweis, N. and Winter-Ebmer, R. (2007). "Peer effects in Austrian schools", *Empirical Economics* Vol. 32 (2): 387-409.
- Spiller, P., Stein, E. and Tommasi, M. (2003). "Political Institutions, Policy Making Processes, and Policy Outcomes: An Intertemporal Transactions Framework ", *Political Institutions, Policy Making Processes, and Policy Outcomes* Vol. (Design Paper #1 for the Red de Centros project).
- Summers, A. A. and Wolfe, B. L. (1977). "Do Schools Make a Difference?", *The American Economic Review* Vol. 67 (4): 639-652.
- Topa, G. (2001). "Social Interactions, Local Spillovers and Unemployment", *The Review of Economic Studies* Vol. 68 (2): 261-295.

Valenzuela, J. P., Belleis, C. and De los Ríos, D. (2008). "Evolución de la segregación socioeconómica de los estudiantes chilenos y su relación con el financiamiento compartido", Documento del Trabajo, Proyecto FONIDE No. 211-2006 Ministerio de Educación de Chile.

Yatchew, A. (1997). "An elementary estimator of the partial linear model", *Economics Letters* Vol. 57 (2): 135-143.

Yatchew, A. (1998). "Nonparametric Regression Techniques in Economics", *Journal of Economic Literature* Vol. 36 (2): 669-721.

Zimmer, R. and Toma, E. (2000). "Peer Effects in Private and Public Schools across Countries", *Journal of Policy Analysis and Management* Vol. 19 (1): 75-92.

Zimmerman, D. (2003). "Peer Effects in Academic Outcomes: Evidence from a Natural Experiment", *The Review of Economics and Statistics* Vol. 85 (1): 9-23.

ANEXO

Tabla 1. Descripción de variables

Variables	Media	Desv. estándar	Descripción
MATE	250,73	54,86	Puntaje obtenido en prueba Matemáticas
LENG	258,47	52,82	Puntaje obtenido en prueba lenguaje
SEXO	0,49	0,50	1= Mujer, 0= Hombre
PREESCOLAR	0,95	0,23	1= si alumno cursó preescolar, 0= en otro caso
EDMADRE	10,99	3,45	Años de educación de la madre
LIBROS1	0,43	0,50	1= si el alumno en su casa posee entre 1 y 10 libros, 0= en otro caso
LIBROS11	0,30	0,46	1= si el alumno en su casa posee entre 11 y 50 libros, 0= en otro caso
LIBROS51	0,09	0,29	1= si el alumno en su casa posee entre 51 y 100 libros, 0= en otro caso
LIBROS101	0,03	0,18	1= si el alumno en su casa posee entre 101 y 200 libros, 0= en otro caso
LIBROS200	0,03	0,18	1 si el alumno en su casa posee más de 200 libros, 0= en otro caso
T_ESTUDIOS	0,41	0,49	1= si el profesor posee estudios de postgrado (postítulos, diplomado, magíster o doctorado), 0= en otro caso
T_TITULO	0,97	0,15	1= si profesor posee título profesional (escuela normal, universidad o instituto profesional), 0= en otro caso
EXP	20,35	11,89	Experiencia potencial de profesor. Se construye: 2005-año en que empezó a trabajar como profesor
MUNI	0,48	0,50	1= si establecimiento es de municipal, 0= en otro caso
PSUB	0,45	0,50	1= si establecimiento es de dependencia particular subvencionado, 0= en otro caso
INGRESO*	7,03	8,80	Ingreso per cápita de alumno (Ingreso/10.000)/Nº integrantes de familia en \$ 2005.
PEER	10,94	2,30	Promedio escolaridad madre de compañeros de curso de alumno
R_CASA			Índice de recursos educacionales en el hogar
R_COLEGIO			Índice de recursos educacionales en colegio
R_SELECCIÓN			Variables de selección de alumnos por colegio

Nota: * se construye sobre la base de rangos de ingreso reportados por los padres.
Fuente: Sistema de Medición de la Calidad de la Educación (SIMCE) (2005).

Tabla 2. Estimaciones para modelo lineal parcial (PLM) y alternativas lineales paramétricas

Variable dependiente: Matemáticas	Lineal parcial	Lineal en medias			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PEER2		4,874*** (0,090)	-0,077 (0,483)	-13,25*** (1,519)	0,231 (3,345)
PEER2_2			0,237*** (0,023)	1,578*** (0,148)	-0,753 (0,536)
PEER2_3				-0,0435*** (0,005)	0,123*** (0,037)
PEER2_4					-0,004*** (0,001)
SEXO	-3,604*** (0,707)	-3,849*** (0,223)	-3,852*** (0,223)	-3,866*** (0,223)	-3,863*** (0,223)
PREESCOLAR	5,613*** (0,933)	2,502*** (0,533)	3,050*** (0,536)	3,402*** (0,537)	3,435*** (0,537)
EDM	2,239*** (0,084)	2,378*** (0,044)	2,376*** (0,044)	2,358*** (0,0437)	2,357*** (0,044)
LIBROS1	1,289** (0,562)	1,641*** (0,416)	1,759*** (0,416)	1,731*** (0,416)	1,752*** (0,416)
LIBROS11	6,565*** (0,639)	6,678*** (0,475)	6,772*** (0,475)	6,666*** (0,475)	6,664*** (0,475)
LIBROS51	8,894*** (0,775)	9,533*** (0,584)	9,529*** (0,584)	9,452*** (0,584)	9,438*** (0,584)
LIBROS101	9,855*** (1,020)	11,487*** (0,776)	11,337*** (0,776)	11,387*** (0,776)	11,42*** (0,776)
LIBROS200	10,378*** (1,065)	11,436*** (0,805)	11,148*** (0,805)	11,408*** (0,806)	11,540*** (0,806)
NAL	0,318*** (0,038)	0,286*** (0,017)	0,318*** (0,017)	0,312*** (0,017)	0,317*** (0,017)
T_ESTUDIOS	-0,0708 (0,345)	-0,136 (0,229)	-0,141 (0,229)	-0,179 (0,229)	-0,203 (0,229)
T_TITULO	4,573*** (1,140)	2,679*** (0,776)	2,694*** (0,776)	2,679*** (0,776)	2,685*** (0,776)
EXPERIENCIA	0,067*** (0,016)	0,098*** (0,010)	0,097*** (0,010)	0,095*** (0,010)	0,095*** (0,010)
MUNI	-1,549 (1,544)	-1,806** (0,751)	1,550* (0,817)	-1,045 (0,865)	-1,825** (0,882)
PSUB	-2,686* (1,479)	-0,771 (0,668)	2,297*** (0,729)	-0,769 (0,803)	-1,689** (0,828)
RURAL	-8,163*** (0,637)	-9,668*** (0,434)	-9,047*** (0,438)	-8,992*** (0,438)	-8,837*** (0,439)

YPC	0,321*** (0,027)	0,355*** (0,021)	0,310*** (0,021)	0,327*** (0,022)	0,325*** (0,022)
R_CASA	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R_COLEGIO	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R_SELECCION	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Constante		140,889*** (1,884)	161,083*** (2,606)	205,995*** (5,509)	179,245*** (7,921)

V-test		20,676***	20,418***	20,221***	20,175***
---------------	--	-----------	-----------	-----------	-----------

Nota: *, **, *** indica significancia al 10,5 y 1%, respectivamente. V-test contrasta la hipótesis nula de que el modelo correspondiente a la columna indicada es preferido frente a la alternativa de la columna 1 (ecuación 7). Peer_i indica la variable Peer a la potencia de i. Todas las regresiones contienen variables dicotómicas regionales.

Tabla 3. Estimaciones para modelo lineal parcial (PLM) y alternativas lineales paramétricas

(Dependiente: Lenguaje, PEER: Escolaridad madre)

Variable dependiente: Lenguaje	Lineal parcial	Lineal en medias			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PEER2		4,524*** (0,086)	0,701 (0,466)	-14,14*** (1,467)	2,679 (3,227)
PEER2_2			0,183*** (0,022)	1,694*** (0,143)	-1,215** (0,517)
PEER2_3				0,049*** (0,005)	(0,159)*** (0,036)
PEER2_4					-0,005*** (0,001)
SEXO	6,847*** (0,686)	6,713*** (0,216)	6,711*** (0,216)	6,695*** (0,216)	6,697*** (0,216)
PREESCOLAR	4,834*** (0,906)	1,346*** (0,515)	1,769*** (0,518)	2,167*** (0,519)	2,207*** (0,519)
EDM	2,129*** (0,082)	2,295*** (0,042)	2,293*** (0,042)	2,273*** (0,042)	2,272*** (0,042)
LIBROS1	1,291** (0,546)	1,500*** (0,402)	1,592*** (0,402)	1,561*** (0,402)	1,588*** (0,402)
LIBROS11	6,280*** (0,620)	6,466*** (0,459)	6,540*** (0,459)	6,421*** (0,459)	6,419*** (0,459)
LIBROS51	9,442*** (0,753)	9,878*** (0,564)	9,876*** (0,564)	9,788*** (0,564)	9,771*** (0,564)
LIBROS101	10,910*** (0,991)	11,87*** (0,749)	11,75*** (0,749)	11,81*** (0,749)	11,84*** (0,749)
LIBROS200	12,105*** (1,034)	12,35*** (0,777)	12,13*** (0,778)	12,42*** (0,778)	12,59*** (0,778)
NAL	0,326*** (0,031)	0,284*** (0,016)	0,309*** (0,016)	0,302*** (0,0163)	0,308*** (0,016)
T_ESTUDIOS	-0,562* (0,335)	(0,195) -0,221	-0,199 (0,221)	-0,241 (0,221)	-0,271 (0,221)
T_TITULO	3,843*** (1,106)	2,506*** (0,749)	2,520*** (0,749)	2,503*** (0,748)	2,511*** (0,748)
EXPERIENCIA	0,039*** (0,015)	0,065*** (0,010)	0,0637*** (0,010)	0,0622*** (0,010)	0,0617*** (0,010)
MUNI	-2,001 (1,499)	0,494 (0,725)	3,084*** (0,789)	0,165 (0,835)	0,806 (0,851)
PSUB	-2,019	2,641***	5,009***	1,559**	0,412

	(1,435)	(0,645)	(0,704)	(0,775)	(0,799)
RURAL	-9,763***	-10,741***	-10,262***	-10,200***	-10,006***
	(0,619)	(0,419)	(0,423)	(0,423)	(0,424)
YPC	0,318***	0,349***	0,315***	0,334***	0,331***
	(0,026)	(0,020)	(0,021)	(0,021)	(0,021)
R_CASA	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R_COLEGIO	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R_SELECCION	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Constante		150,280***	165,871***	215,346***	183,226***
		(1,818)	(2,606)	(5,317)	(7,642)
V-test		15,535***	15,373***	15,106***	15,028***

Nota: *, **, *** indica significancia al 10%,5% y 1%, respectivamente. V-test contrasta la hipótesis nula de que el modelo correspondiente a la columna indicada es preferido frente a la alternativa de la columna 1 (ecuación 7). Peer_i indica la variable Peer a la potencia de i. Todas las regresiones contienen variables dicotómicas regionales.

Tabla 3. Estimaciones para modelo lineal parcial (PLM) y alternativas lineales paramétricas

(Dependiente: Matemáticas, PEER: Ingreso per cápita)

Variable dependiente: Matemáticas	Lineal parcial	Lineal en medias			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PEER		14,46*** (0,289)	12,38*** (0,421)	12,09*** (0,695)	2,565** (1,104)
PEER_2			0,736*** (0,109)	0,809*** (0,176)	7,768*** (0,651)
PEER_3				0,00679 (0,013)	-1,159*** (0,106)
PEER_4					-0,0855*** (0,008)
SEXO	-3,988*** (0,294)	-3,819*** (0,224)	-3,819*** (0,224)	-3,819*** (0,224)	-3,831*** (0,224)
PREESCOLAR	4,111*** (0,688)	2,564*** (0,535)	2,736*** (0,535)	2,758*** (0,537)	3,256*** (0,539)
EDM	2,253*** (0,054)	2,529*** (0,043)	2,524*** (0,043)	2,525*** (0,043)	2,495*** (0,043)
LIBROS1	1,627*** (0,502)	1,765*** (0,417)	1,812*** (0,417)	1,817*** (0,417)	1,814*** (0,417)
LIBROS11	6,679*** (0,572)	6,956*** (0,475)	6,992*** (0,475)	6,998*** (0,476)	6,889*** (0,475)
LIBROS51	9,446*** (0,703)	9,785*** (0,585)	9,790*** (0,584)	9,792*** (0,584)	9,676*** (0,584)
LIBROS101	11,83*** (0,932)	11,81*** (0,777)	11,79*** (0,776)	11,79*** (0,776)	11,70*** (0,776)
LIBROS200	11,55*** (0,972)	11,95*** (0,806)	11,92*** (0,806)	11,92*** (0,806)	11,94*** (0,805)
NAL	0,411*** (0,027)	0,316*** (0,017)	0,328*** (0,017)	0,330*** (0,017)	0,331*** (0,017)
T_ESTUDIOS	-0,375 (0,359)	-0,151 (0,229)	-0,154 (0,229)	-0,153 (0,229)	-0,194 (0,229)
T_TITULO	1,73 (1,203)	3,035*** (0,777)	3,058*** (0,777)	3,064*** (0,777)	3,019*** (0,777)
EXPERIENCIA	0,110*** (0,016)	0,108*** (0,010)	0,107*** (0,010)	0,107*** (0,010)	0,107*** (0,010)
MUNI	-1,284 (1,712)	1,356* (0,783)	3,115*** (0,825)	3,344*** (0,933)	-1,607 (1,034)

PSUB	-0,796 (1,641)	2,925*** (0,694)	4,578*** (0,736)	4,805*** (0,852)	-0,725 (0,987)
RURAL	-8,250*** (0,686)	-8,034*** (0,431)	-7,883*** (0,432)	-7,858*** (0,434)	-7,533*** (0,435)
YPC	0,278*** (0,029)	0,306*** (0,021)	0,286*** (0,022)	0,284*** (0,022)	0,307*** (0,022)
R_CASA	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R_COLEGIO	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R_SELECCION	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Constante		162,270*** (1,776)	161,307*** (1,781)	161,192*** (1,794)	169,142*** (1,931)
V-test		23,841***	23,733***	23,735***	23,441***

Tabla 3. Estimaciones para modelo lineal parcial (PLM) y alternativas lineales paramétricas

(Dependiente: Lenguaje, PEER: Escolaridad madre)

Variable dependiente: Lenguaje	Lineal parcial	Lineal en medias			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PEER		13,443*** (0,279)	12,045*** (0,406)	13,002*** (0,671)	3,578*** (1,066)
PEER_2			0,495*** (0,105)	0,256 (0,170)	7,139*** (0,628)
PEER_3				-0,022* (0,013)	-1,175*** (0,102)
PEER_4					-0,085*** (0,007)
SEXO	6,592*** (0,285)	6,743*** (0,216)	6,742*** (0,216)	6,743*** (0,216)	6,731*** (0,216)
PREESCOLAR	2,825*** (0,667)	1,408*** (0,517)	1,524*** (0,517)	1,451*** (0,519)	1,948*** (0,520)
EDM	2,247*** (0,052)	2,436*** (0,042)	2,432*** (0,042)	2,430*** (0,042)	2,401*** (0,042)
LIBROS1	1,428*** (0,486)	1,626*** (0,403)	1,657*** (0,403)	1,640*** (0,403)	1,637*** (0,403)
LIBROS11	6,296*** -0,554	6,731*** (0,459)	6,755*** (0,459)	6,735*** (0,459)	6,627*** (0,459)
LIBROS51	10,042*** (0,681)	10,118*** (0,565)	10,121*** (0,564)	10,112*** (0,565)	9,997*** (0,564)
LIBROS101	11,831*** (0,903)	12,171*** (0,750)	12,160*** (0,750)	12,160*** (0,750)	12,073*** (0,750)
LIBROS200	12,18*** (0,941)	12,827*** (0,778)	12,81*** (0,778)	12,82*** (0,778)	12,835*** (0,778)
NAL	0,376*** (0,026)	0,312*** (0,016)	0,320*** (0,016)	0,314*** (0,016)	0,315*** (0,016)
T_ESTUDIOS	-0,237 (0,348)	-0,204 (0,221)	-0,206 (0,221)	-0,208 (0,221)	-0,248 (0,221)
T_TITULO	2,198* (1,162)	2,856*** (0,750)	2,872*** (0,750)	2,854*** (0,750)	2,810*** (0,749)
EXPERIENCIA	0,096*** (0,0158)	0,075*** (0,010)	0,074*** (0,010)	0,075*** (0,010)	0,074*** (0,010)
MUNI	-1,366 (1,656)	3,444*** (0,756)	4,627*** (0,797)	3,877*** (0,900)	-1,013 (0,997)

PSUB	0,393 (1,587)	6,093*** (0,670)	7,205*** (0,710)	6,461*** (0,823)	0,998 (0,952)
RURAL	-8,691*** (0,664)	-9,237*** (0,416)	-9,135*** (0,417)	-9,215*** (0,419)	-8,894*** (0,420)
YPC	0,296*** (0,028)	0,303*** (0,021)	0,290*** (0,021)	0,297*** (0,021)	0,320*** (0,021)
R_CASA	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R_COLEGIO	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R_SELECCION	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Constante		170,048*** (1,714)	169,399*** (1,719)	169,776*** (1732)	177,633*** (1,864)
V-test		21,149***	21,097***	21,092***	20,78***

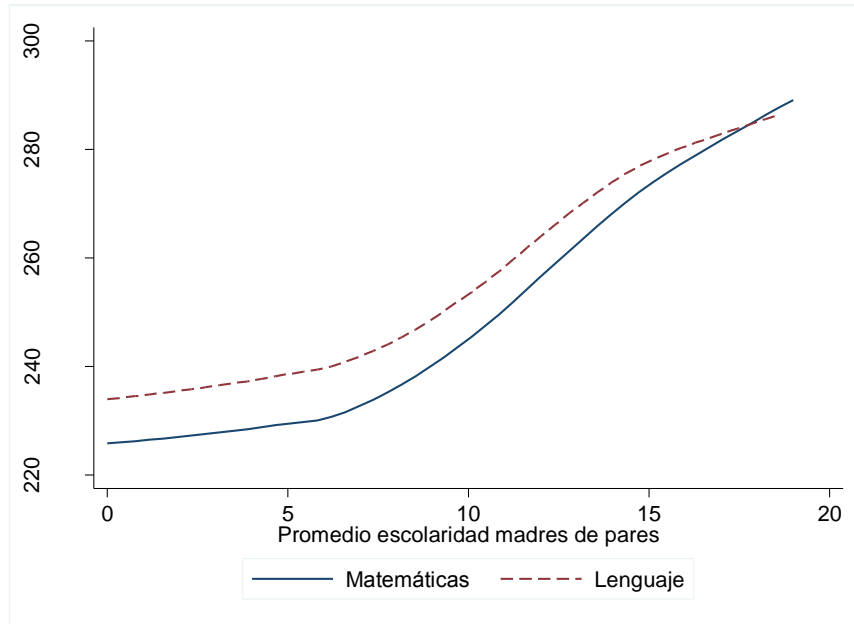
Tabla 4. Contrastes de hipótesis para $H_0: \rho_s^j = 0$ para $s = 1, 2$.

x_i	Peer=EDM _{-i}		Peer=YPC _{-i}	
	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas
YPC	86,05**	63,60**	71,04**	50,41**
SEXO	2,97	11,44**	4,33*	9,25**
EDM	2,35	5,65**	0,73	2,63
NAL	75,11**	97,10**	107,68**	126,93**
PREESCOLAR	11,96**	12,06**	11,98**	10,86**
R_COLEGIO	5,12**	7,58**	4,02*	6,15**
R_CASA	12,08**	14,40**	11,96**	13,45**

Nota: Muestra contraste F de $H_0: \rho_s^j = 0$ para $s = 1, 2$ de variables indicadas en la primera columna, donde ρ_s^j son parámetros de la ecuación (10). **, * indica que estadístico rechaza H_0 al 99 y 95% de confianza, respectivamente.

Gráfico 1. Estimador de Yatchew (1997) de $h(\bar{Z}_{-i})$

a. Peer: promedio escolaridad madres de pares



b. Peer: promedio ingreso per cápita pares

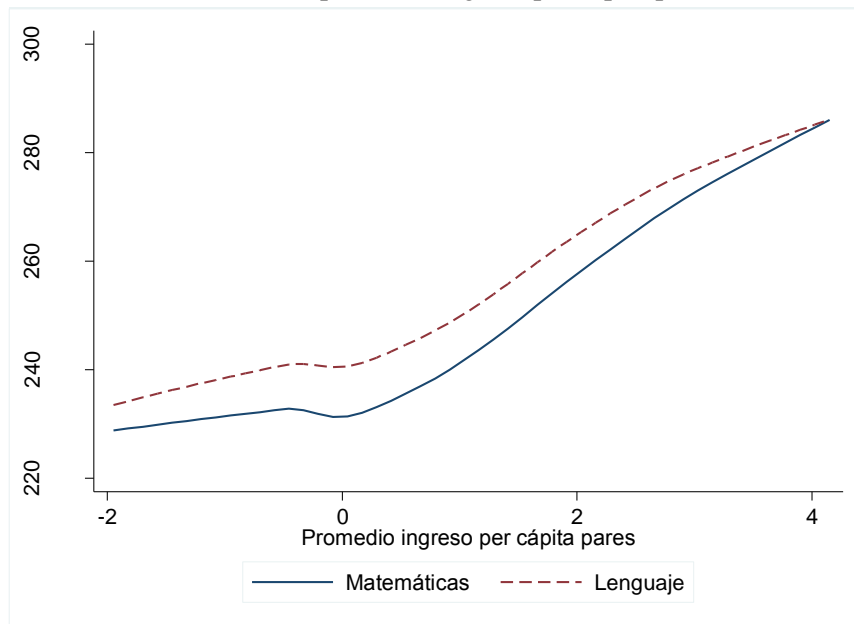
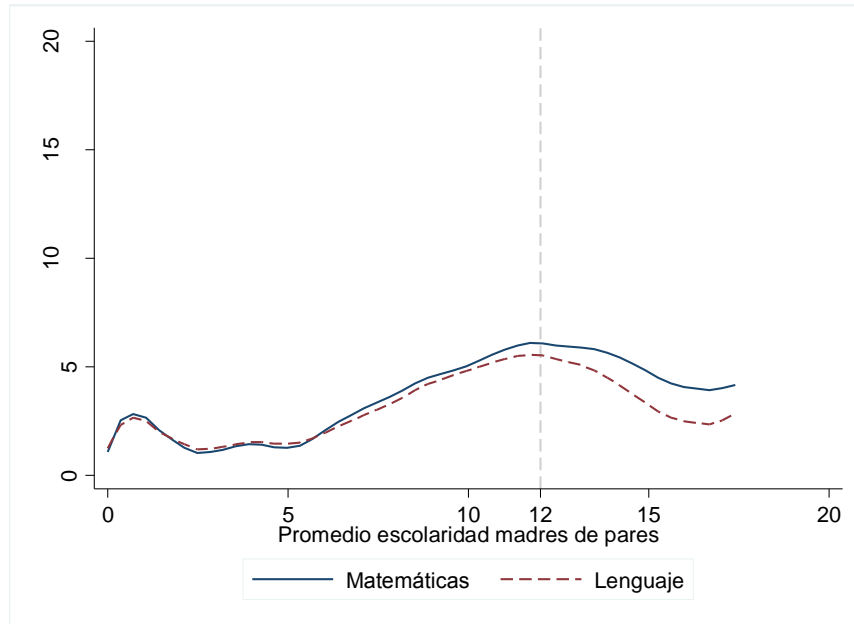


Gráfico 2. Estimación Yatchew (1997) de $\partial h(\bar{Z}_{-i})/\partial \bar{Z}_{-i}$

a. Peer: promedio escolaridad madres de pares



b. Peer: promedio ingreso per cápita pares

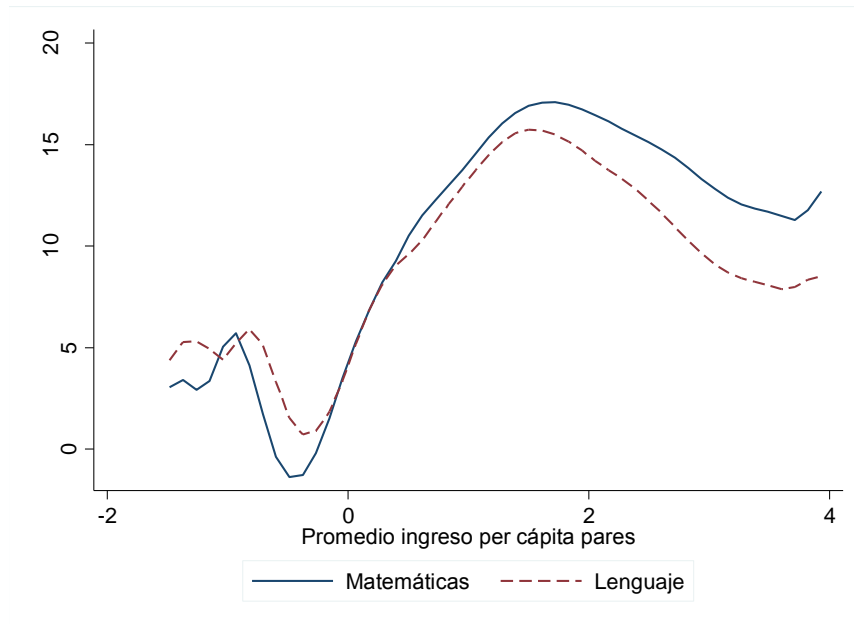


Gráfico 3. Impacto marginal del EP según género

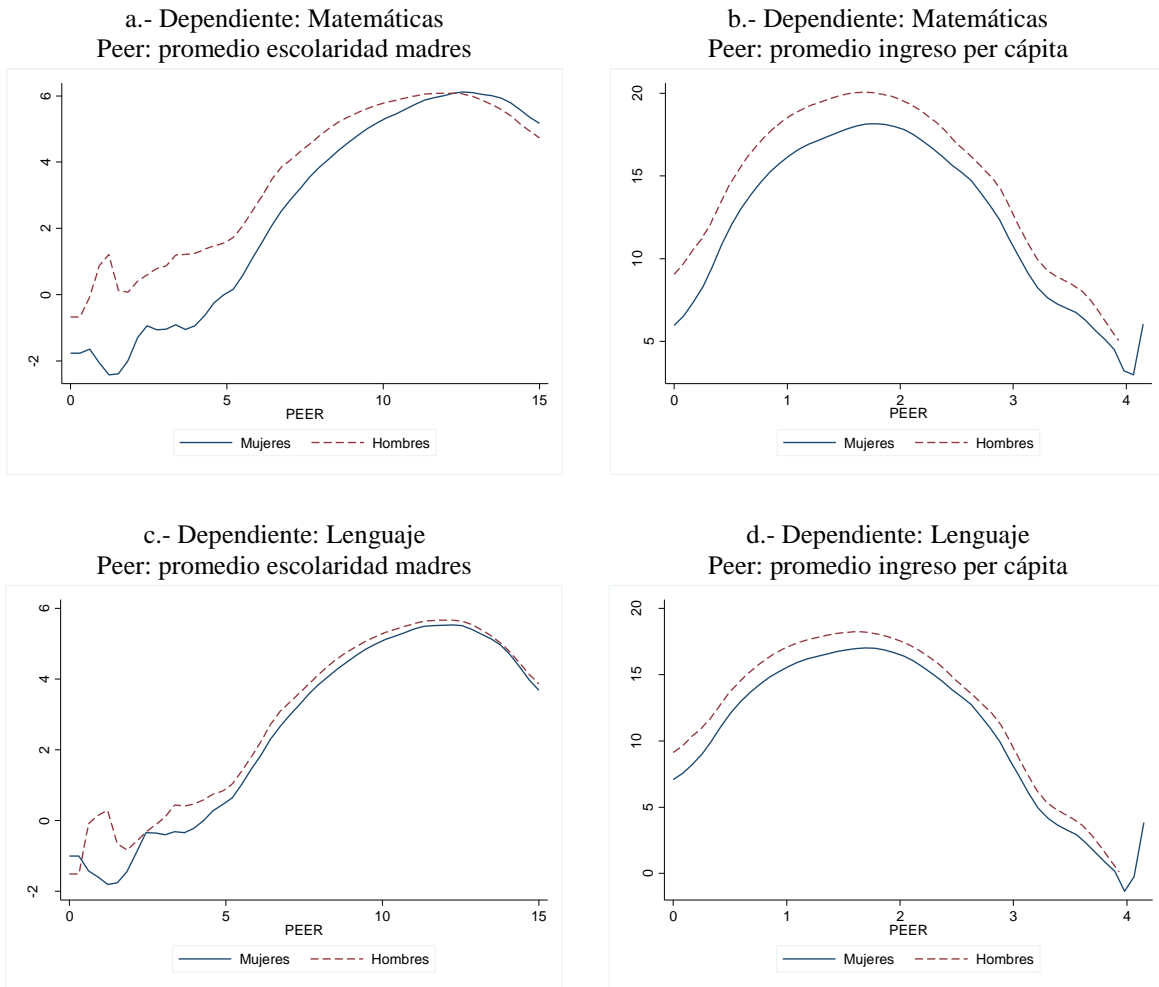


Gráfico 4. Impacto marginal del EP según si alumno cursó preescolar

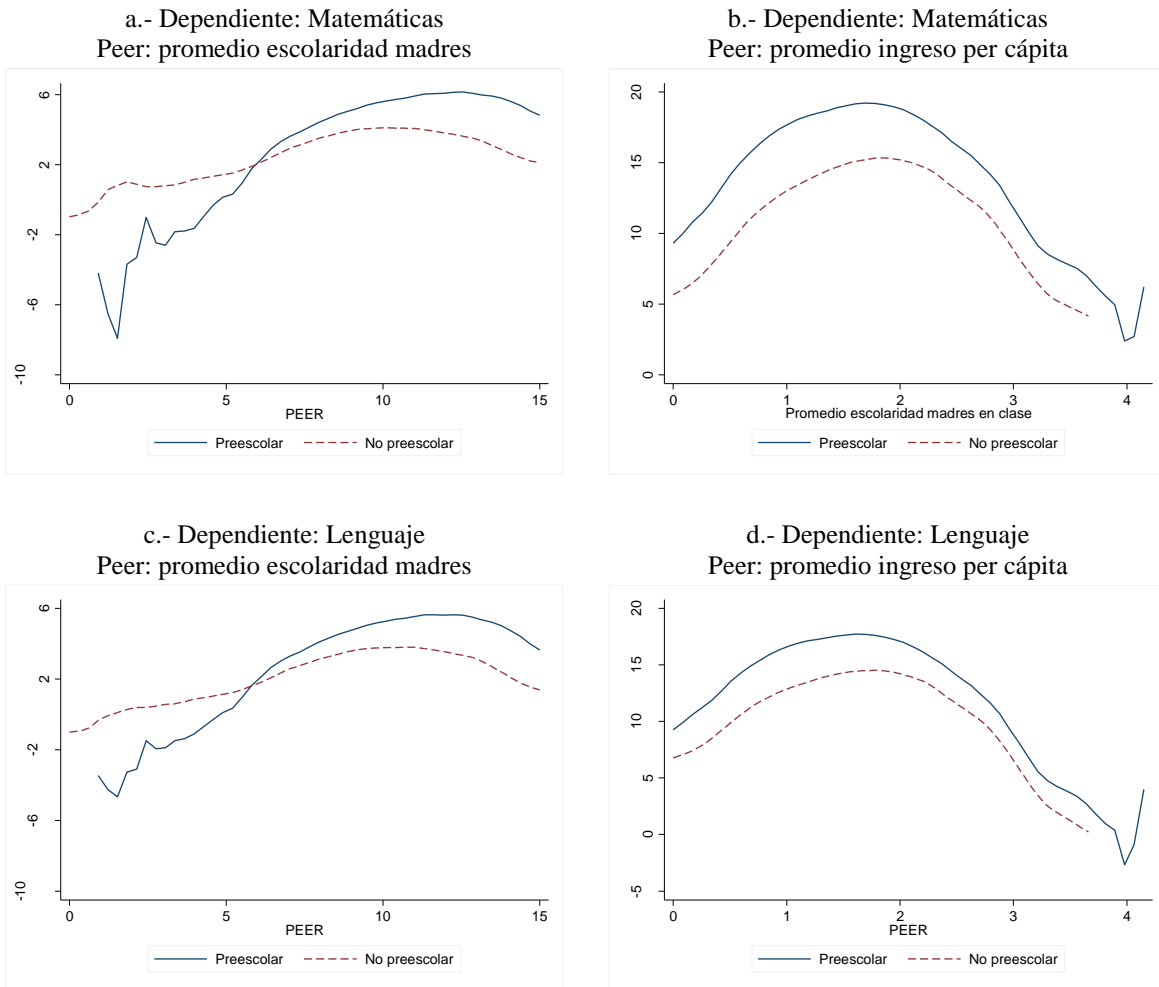
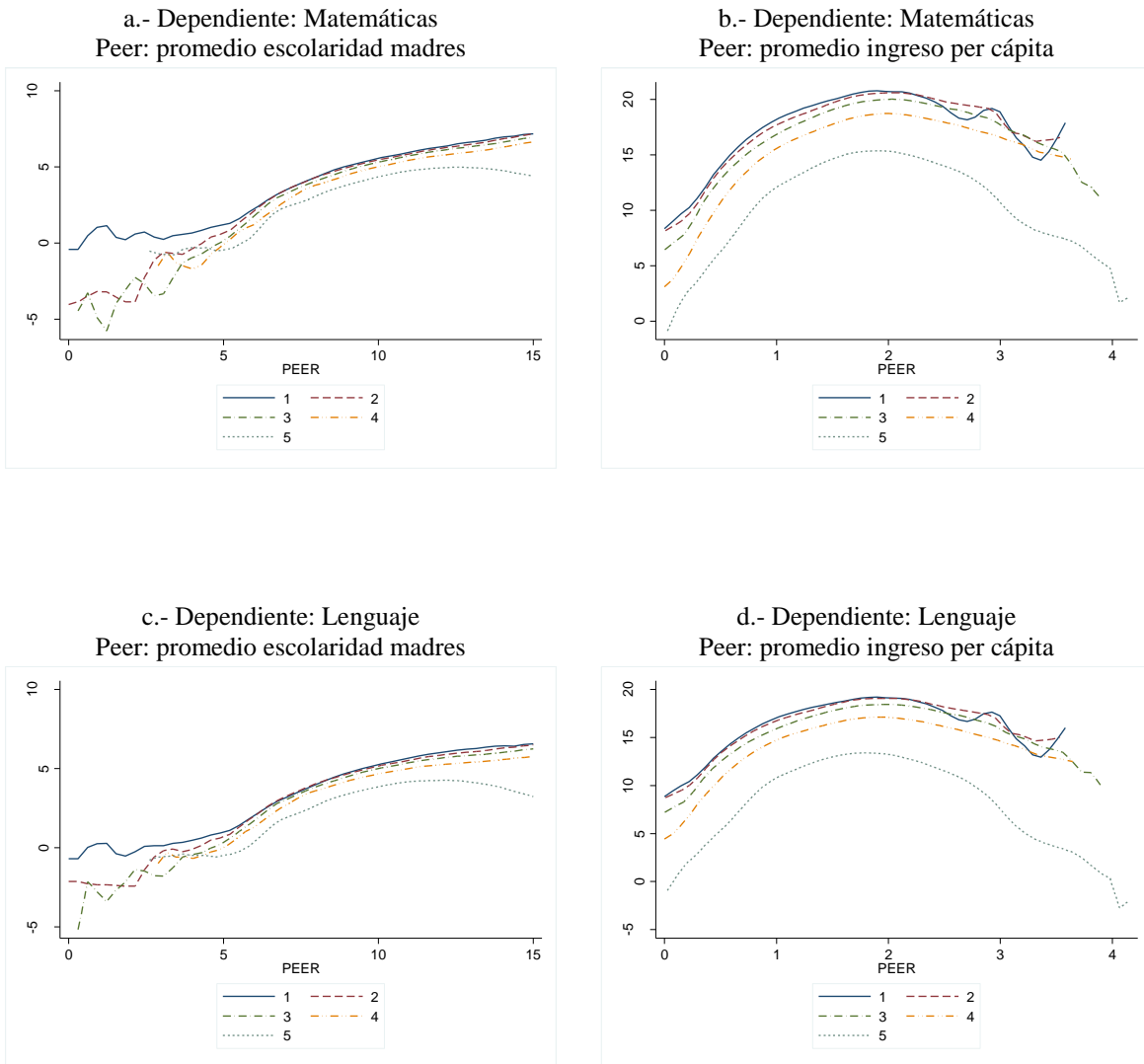
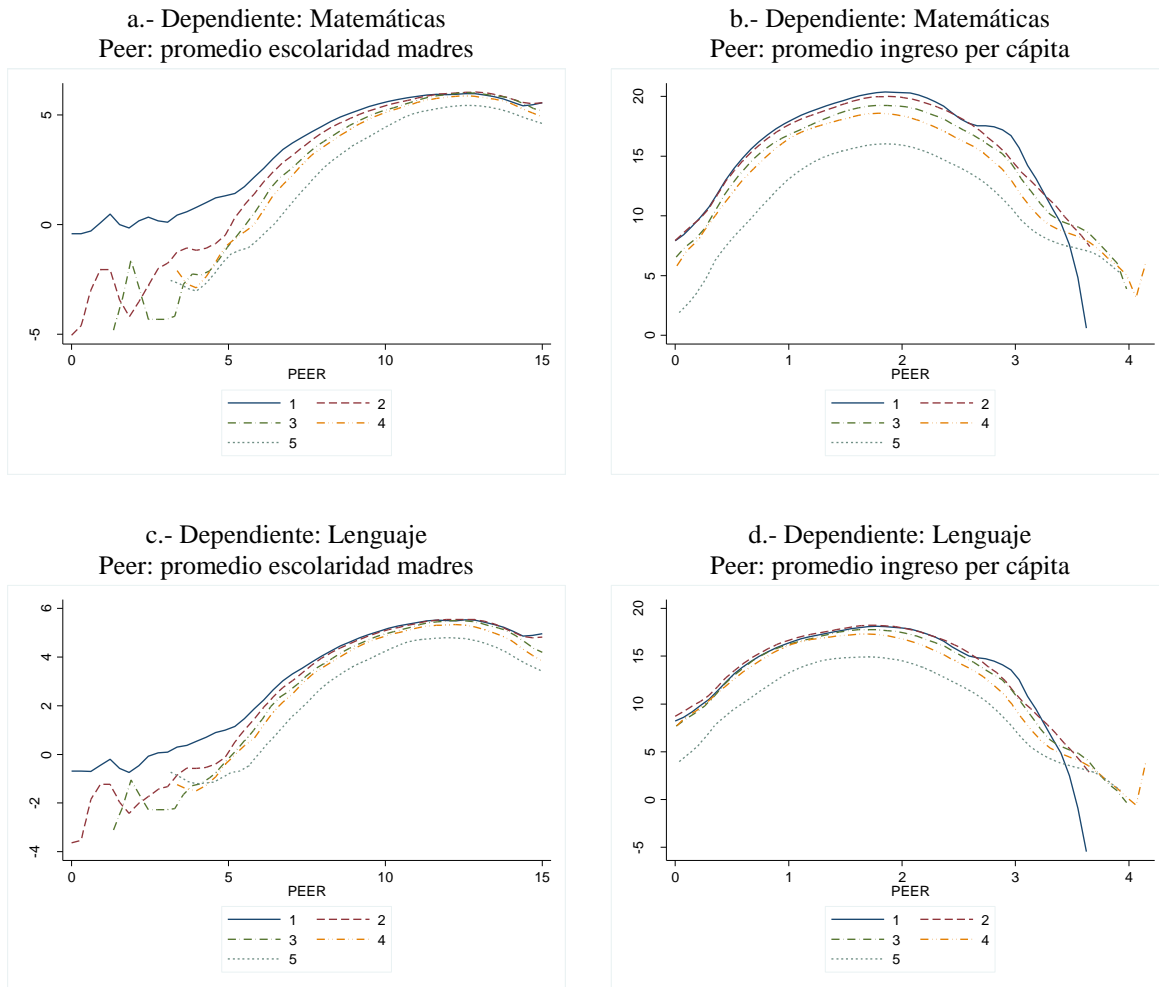


Gráfico 5. Impacto marginal del EP según ingreso per cápita



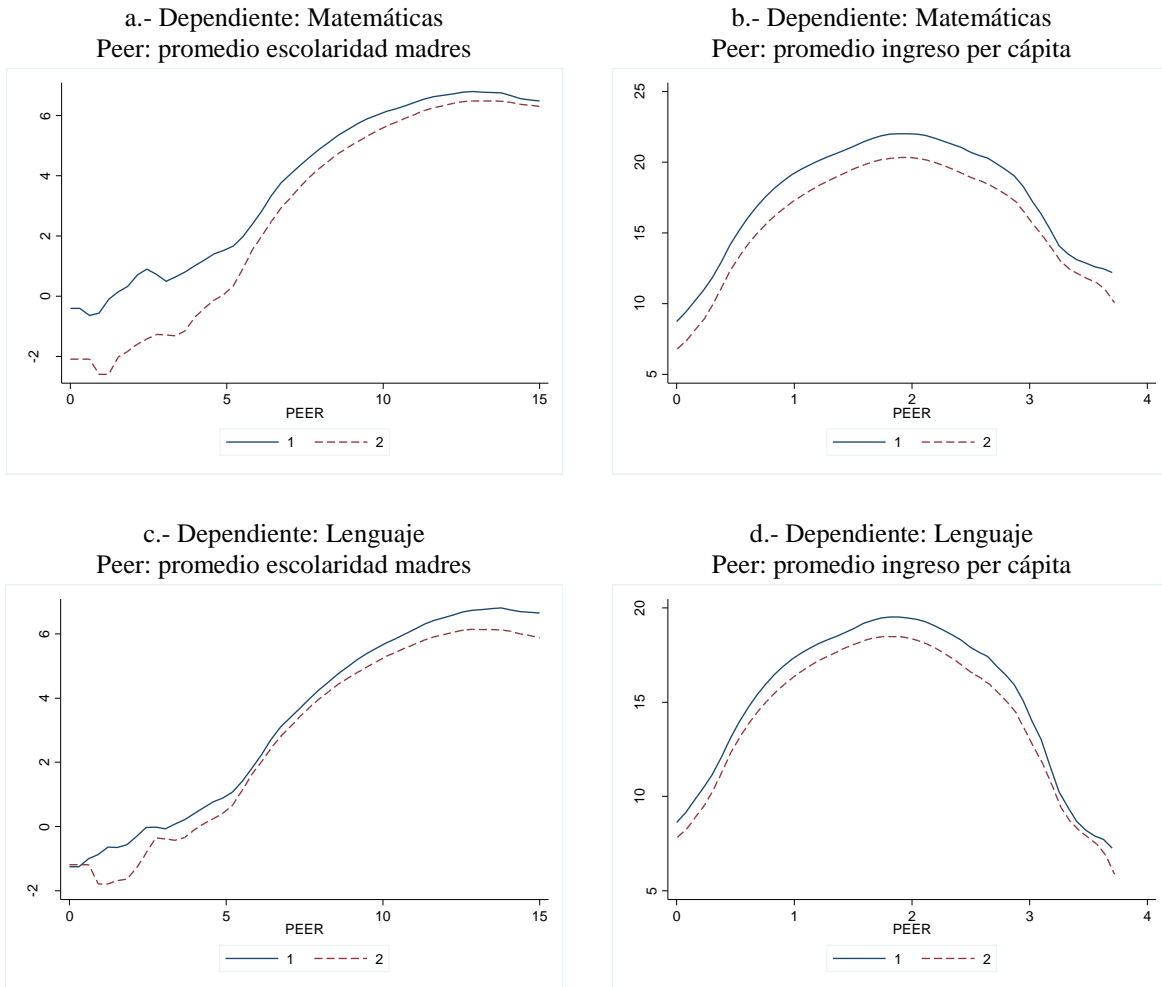
Nota: se muestra el efecto marginal de EP en cinco quintiles de ingreso percápita (1-5).

Gráfico 6. Impacto marginal del EP según escolaridad madre



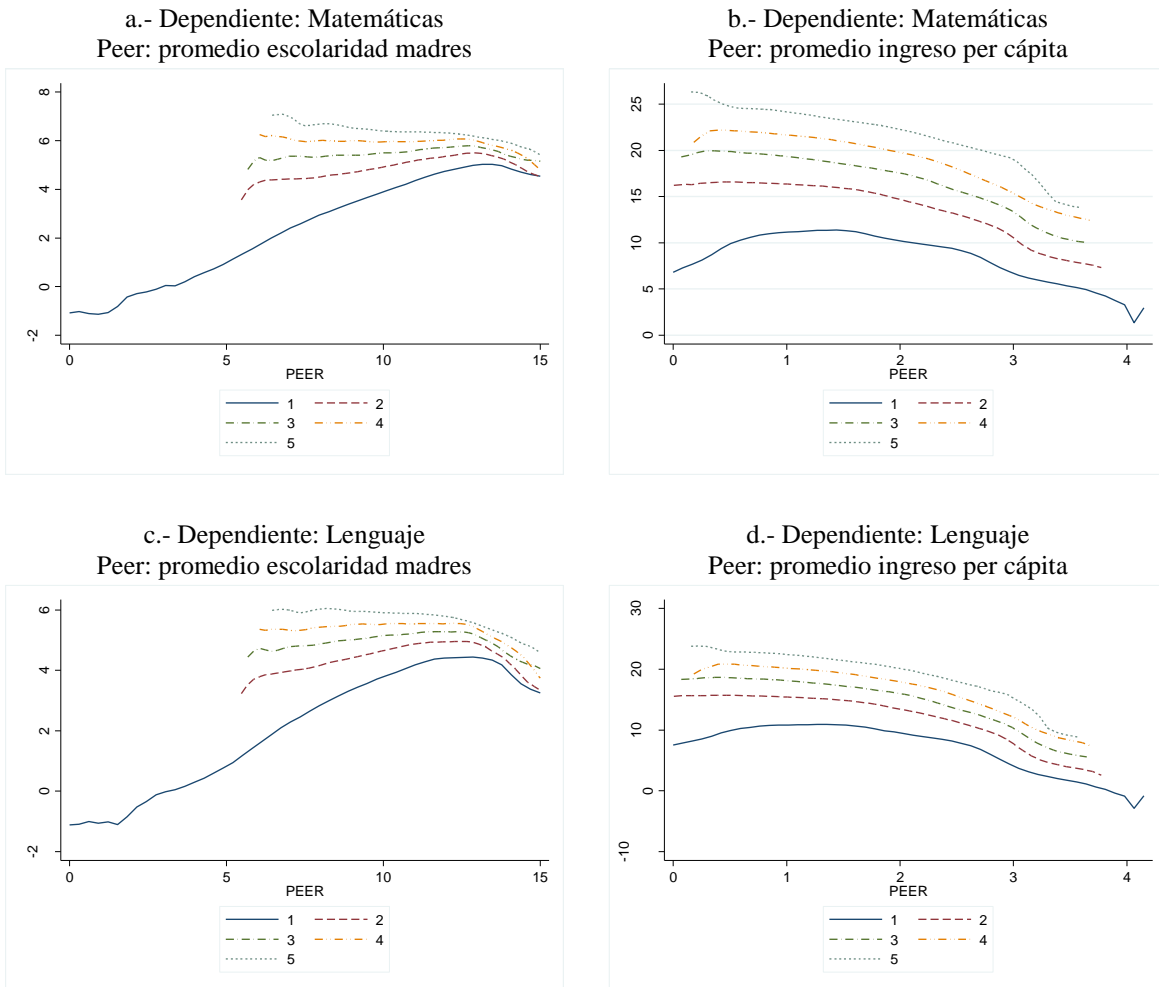
Nota: se muestra el efecto marginal de EP en cinco quintiles de escolaridad de la madre (1-5).

Gráfico 7. Impacto marginal del EP según recursos educativos en el hogar



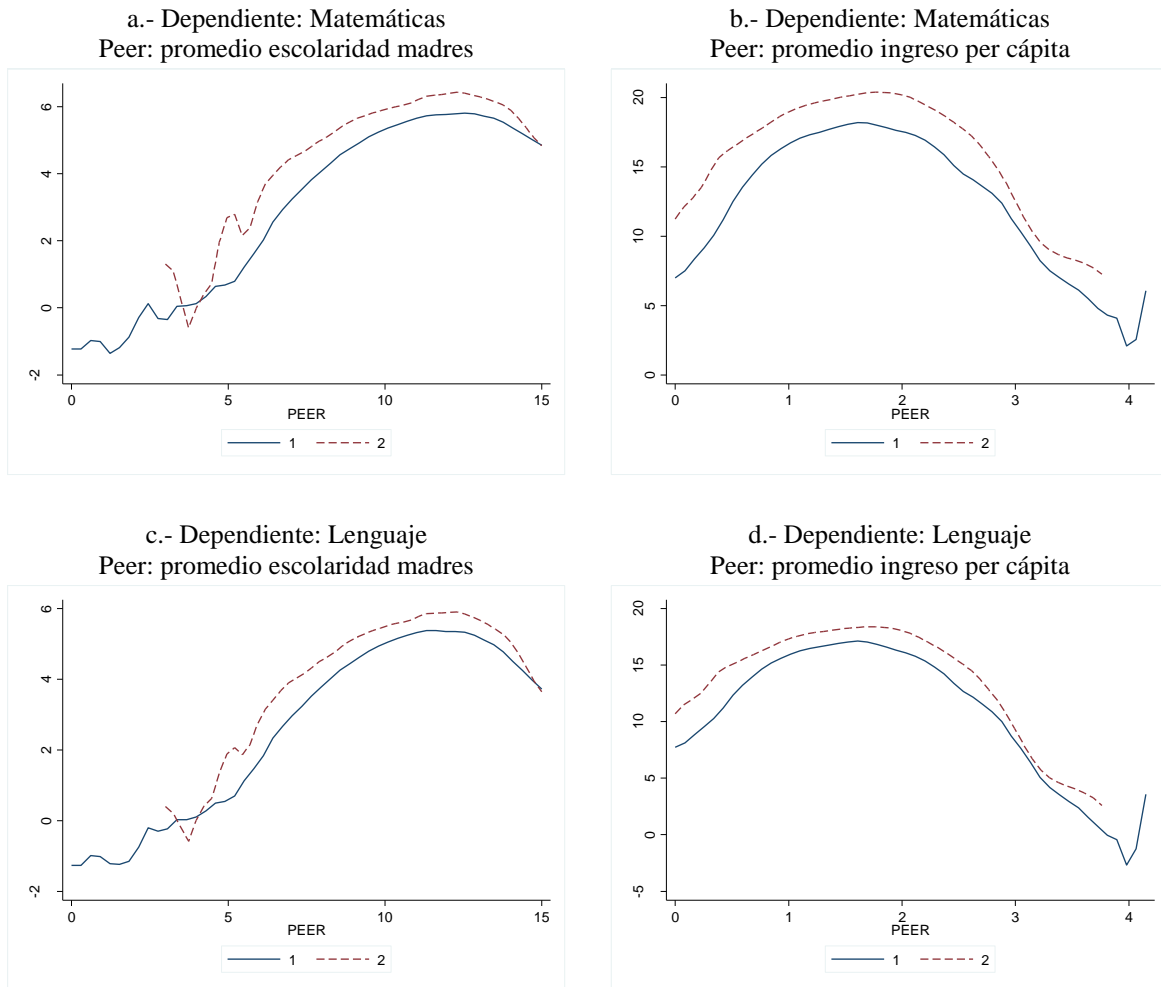
Nota: se muestra el efecto marginal de EP bajo la mediana (1) y sobre la mediana (2) de R_CASA.

Gráfico 8. Impacto marginal del EP según tamaño de curso



Nota: se muestra el efecto marginal de EP en cinco quintiles de tamaño de curso (1-5).

Gráfico 9. Impacto marginal del EP según recursos educativos en establecimiento educacional



Nota: se muestra el efecto marginal de EP bajo la mediana (1) y sobre la mediana (2) de R_COLEGIO.