

Efecto Pares: ¿Qué Sabemos Realmente?

GASTÓN ILLANES

- Existe una extensa literatura en ciencias sociales sobre el “efecto pares”, o el impacto del grupo al cual pertenece un individuo sobre su rendimiento. El ejemplo canónico de este fenómeno, muy comentado en la discusión sobre educación en nuestro país, es el impacto que tendría el rendimiento de los compañeros de curso o de colegio sobre el rendimiento individual de un alumno. Si estos efectos existen y tienen una magnitud relevante, hacer ingeniería sobre la composición de la sala de clases podría llevar a mejores resultados académicos.
- Sin embargo, la literatura que busca estimar efectos pares tiene serios problemas metodológicos que invalidan sus resultados. En particular, utiliza estimadores que llevan a encontrar efectos pares aun cuando ellos no existan.
- Para efectos de política pública, saber si estamos trabajando con correlaciones o con efectos causales es fundamental. Para estimar efectos pares, la literatura calcula la correlación entre los resultados de un individuo y los resultados del grupo al que pertenece, sea éste una sala de clases, colegio, barrio, etc. En la gran mayoría de los casos, se controla por otras variables, y se llama a la correlación que resulta de este ejercicio el efecto pares. Hay dos problemas fundamentales con la interpretación de esta correlación como un efecto causal. El primero es que hay una relación mecánica entre los resultados de una persona y los resultados del grupo al que pertenece, la cual hace que la correlación entre dichas variables sea positiva aun en casos donde no hay efectos pares. El segundo es que existen muchas variables no observables que afectan los resultados del grupo y del individuo, las cuales estarán incluidas dentro del efecto pares.
- Una vez que se descartan los resultados de esta literatura, la evidencia a favor de efectos pares en desempeño académico es pobre. Así, hacer política pública asumiendo la existencia de efectos pares importantes en el desempeño académico no tiene sustento en la evidencia empírica.
- Muchos estudios que buscan relacionar el desempeño individual con variables del grupo al cual el individuo pertenece sufren del mismo problema. Como ilustración, muestro que la asociación entre el desempeño en las pruebas Simce de un alumno y el nivel de ingresos promedio de los padres de su colegio aumenta cuando crece el error de medición del ingreso.
- Esto nos debería hacer repensar la creencia de que gran parte de la diferencia en rendimiento de los colegios particulares subvencionados sobre los colegios municipales se debe al nivel socioeconómico de los padres.

Gastón Illanes. Ph.D. (c) en Economía, MIT. Ingeniero Comercial, Mención Economía, y Master en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Quisiera agradecer a Pilar Alcalde, Alonso Bucarey, Orlando Chacra y Loreto Cox por sus detallados comentarios sobre un borrador de este documento. También a Carolina Alfero, Ana María Orellana y Paula Orellana por haber sostenido valiosas discusiones que hicieron que el argumento fuese más claro.

1. Introducción

Existe una extensa literatura en ciencias sociales sobre el “efecto pares”, o el impacto del grupo al cual pertenece un individuo sobre su rendimiento. El ejemplo canónico de este fenómeno, muy comentado en la discusión sobre educación en nuestro país, es el impacto que tendría el rendimiento de los compañeros de curso o de colegio sobre el rendimiento individual de un alumno. Si estos efectos existen y tienen una magnitud relevante, hacer ingeniería sobre la composición de la sala de clases podría llevar a mejores resultados académicos. Por ejemplo, algunos han esgrimido el efecto pares como un argumento a favor de eliminar la selección en los liceos emblemáticos, con el fin de repartir los alumnos de alto nivel que llegan a dichos liceos entre distintos colegios¹. El objetivo de esta nota es mostrar que, al contrario de lo que pareciera ser la creencia en nuestro país, la evidencia a favor del efecto pares es débil, y la poca evidencia contundente que existe indica que dicho efecto es pequeño. Así, promover reformas cuya justificación se centra en el efecto pares no es necesariamente el camino más fructífero para mejorar el sistema educacional.

La principal razón por la que la evidencia a favor del efecto pares es pobre tiene que ver con la diferencia entre una correlación y un efecto causal. Un ejemplo famoso para mostrar esta diferencia tiene que ver con la correlación entre el número de piratas en el planeta y el calentamiento global. En los últimos 200 años, el número de piratas en el planeta ha disminuido, y la temperatura promedio ha aumentado. Si tuviéramos buenos datos sobre

el número de piratas, podríamos calcular la correlación entre estas variables, la cual sería negativa y estadísticamente significativa². Sin embargo, nadie cree que el número de piratas afecta la temperatura de la Tierra o que la temperatura de la Tierra afecta en las personas deciden convertirse en piratas. En jerga estadística, estas variables están asociadas, pero no tienen una relación causal.

Una de las mayores dificultades del trabajo estadístico en las ciencias sociales es precisamente separar correlaciones de efectos causales, ya que en la práctica las respuestas nunca son tan evidentes como en el ejemplo anterior. Un caso emblemático es el impacto de los años de educación sobre los ingresos futuros de las personas. Es fácil calcular la correlación entre años de educación e ingresos; incluso es fácil filtrar de esa correlación el efecto del género, del tipo de colegio, y de muchas otras variables. Pero, ¿creemos que ese número es el efecto causal de un año más de educación sobre los ingresos futuros? Un potencial problema para esa interpretación es que las personas que se educan más son distintas a las personas que se educan menos. Por ejemplo, pueden ser más esforzadas o inteligentes, o quizás tuvieron padres más preocupados, mejores contactos, mayor acceso a financiamiento; en fin, pueden ser distintas en múltiples dimensiones que no son observables para el investigador. De existir diferencias no observables entre individuos con más y menos educación, la correlación entre ingresos y años de educación va a estar compuesta por el efecto causal de la educación sobre el ingreso más el impacto de las diferencias no observables sobre el ingreso. Existe una extensa literatura que discute este problema y busca posibles soluciones. (Ben-Porath (1967), Mincer (1974), Griliches (1977), Becker (1994), Angrist y Krueger (1991), Card (2001), Oreopoulos (2006).

¹ En realidad, no basta con cualquier efecto pares para sustentar este argumento. Tendría que ser el caso de que unos pocos alumnos de buen desempeño en una sala de clase suben más el nivel de sus compañeros que lo que aumenta el nivel de esos pocos alumnos cuando se los junta con más alumnos de buen desempeño. Esto, suponiendo que el objetivo es elevar el rendimiento promedio de la clase.

² Si ese ejemplo no lo convence, hay varios más en <http://www.tylervigen.com>.

Para efectos de política pública, saber si estamos trabajando con correlaciones o con efectos causales es fundamental. En el ejemplo anterior, es muy distinto saber que el efecto causal de un año adicional de educación es un aumento de sueldo de $x\%$ que saber que está correlacionado con un aumento de sueldo del mismo $x\%$. En el primer caso, podríamos enfocarnos en políticas públicas que aumenten la escolaridad, mientras que en el segundo no sabríamos si la intervención relevante es a la escolaridad o a variables no observables correlacionadas con ella; por ejemplo, involucramiento de los padres o financiamiento.

Para estimar efectos pares, la literatura calcula la correlación entre los resultados de un individuo y los resultados del grupo al que pertenece, sea éste una sala de clases, colegio, barrio, etc. En la gran mayoría de los casos, se controla por otras variables, y se llama a la correlación que resulta de este ejercicio el efecto pares. Angrist (2013), quien ha sido pionero en estudiar problemas de causalidad en educación, señala que hay dos problemas fundamentales con la interpretación de esta correlación como un efecto causal. El primero es que hay una relación mecánica entre los resultados de una persona y los resultados del grupo al que pertenece, la cual hace que la correlación entre dichas variables sea positiva aun en casos donde no hay efectos pares. El segundo es que existen muchas variables no observables que afectan los resultados del grupo y del individuo, las cuales estarán incluidas dentro del efecto pares.

La siguiente sección resume en más detalle los principales argumentos de Angrist (2013) y muestra por qué gran parte de la literatura sobre efectos pares no estima un efecto causal. Posteriormente, haré una extensión de este análisis a “casi efectos pares”, situaciones donde no se busca estimar efectos pares pero la metodología, y por ende los

problemas, son similares. Ahí mostraré que otros resultados ampliamente citados en Chile, como el impacto del nivel socioeconómico de los alumnos de un colegio sobre el desempeño individual de un alumno, adolecen de fallas metodológicas similares. Finalmente, discutiré la evidencia que no presenta estos problemas, con el objetivo de determinar qué sabemos realmente sobre los efectos pares.

2. Los riesgos de los efectos pares

El punto de partida de la estimación de efectos pares en educación consiste en tomar una muestra de puntajes de alumnos y estimar la correlación entre dichos puntajes y el puntaje promedio de la sala de clases, sin incluir ningún control³. Increíblemente, el resultado de este ejercicio es siempre 1. Es decir, haya o no haya efectos pares, el resultado de este ejercicio es una correlación mecánica de 1. Evidentemente, nadie cree que este resultado es un efecto causal, y en la práctica nadie lleva a cabo esta estimación directamente.

Lo que muchos investigadores sí hacen es estimar esta correlación controlando por otras variables⁴, ya que en este caso el resultado no es mecánicamente 1. Sin embargo, vale la pena preguntarse si el mero hecho de controlar por otras variables transforma una correlación mecánica en un efecto causal.

Una forma de estudiar esto consiste en buscar situaciones donde no esperaríamos que existan efectos pares, y mostrar que los estimadores presentados anteriormente los encuentran. Cohen-Cole y Fletcher (2008) encuentran evidencia de efectos pares entre grupos de amigos en la cantidad de acné,

³ Si s_{ij} es el puntaje del alumno i en la sala j , y \bar{s}_j es el puntaje promedio de la sala de clase, la regresión es $s_{ij} = \alpha + \beta \bar{s}_j + \epsilon_{ij}$.

⁴ Estiman $s_{ij} = \alpha + \beta \bar{s}_j + X_{ij}\gamma + \epsilon_{ij}$, donde X_{ij} es una matriz de características del individuo, sala de clases o colegio.

en la estatura y en la probabilidad de sufrir dolores de cabeza. Si bien todos tenemos amigos que nos causan dolores de cabeza, normalmente esto no ocurre porque ellos nos los contagian, como concluiríamos si creyéramos que estas correlaciones son causales. Es posible que algunos de estos “efectos pares” ocurran por sesgo de selección, ya que jóvenes con características similares podrían tender a juntarse en mayor medida. En ese caso, la causalidad sería inversa: somos amigos porque tenemos acné. Sin embargo, el caso de los dolores de cabeza es bastante decidor, ya que es poco probable que la amistad se genere en base a dolores de cabeza. Angrist (2013) analiza este tipo de estimadores, mostrando que existe un efecto mecánico que los hace encontrar efectos pares aun cuando no los hay.

En particular, Angrist (2013) encuentra que si no hay una correlación entre la composición del grupo y las variables de control incluidas, como sería el caso si el grupo fuese asignado aleatoriamente, encontraríamos efectos pares mecánicamente, aun cuando ellos no existan. Al mismo tiempo, si hay una correlación entre la composición del grupo y las variables control incluidas, sólo podemos tener un estimador causal del efecto pares si además no hay una correlación entre la composición del grupo y las variables no observables que afectan el rendimiento del alumno⁵. De lo contrario, el efecto pares estimado corresponderá a la suma del efecto causal de los pares y el efecto de shocks no observables comunes al grupo. Por ejemplo, supongamos que mejores profesores son asignados a las clases con mejores alumnos, y que no tenemos cómo medir fidedignamente la calidad del profesor. En este caso, el efecto del profesor será una variable no observable, formará parte del efecto pares estimado y lo

⁵ Por ejemplo, el nivel de compromiso de los padres o esfuerzo del niño.

hará parecer más grande de lo que efectivamente es, lo que claramente no es deseable.

Otra alternativa popular es correlacionar los puntajes de cada alumno con el promedio excluyendo al alumno de la sala de clases o colegio⁶. En este caso, la correlación obtenida no es mecánicamente 1, pero tampoco consiste en un efecto causal, ya que nuevamente incluye el efecto de variables no observables. En particular, imaginemos que estamos estudiando un caso donde no hay efecto del grupo sobre el individuo. En este caso, esta metodología va a encontrar un efecto par si existe cualquier *shock* común al grupo.

Existen extensiones más sofisticadas para los estimadores mencionados anteriormente, como incluir el efecto de los mejores miembros del grupo, y no la media, o incluir efectos no lineales. Sin embargo, ellas no corrigen por el hecho de que dichos estimadores se encuentran afectados o por una correlación mecánica o por el sesgo de variables no observables.

3. Los casi efectos pares

La sección anterior argumenta que calcular la correlación entre los resultados académicos de un alumno y el resultado promedio del grupo al que pertenece es una mala idea, que difícilmente llevará a la identificación de efectos causales. Esta sección discute sobre una alternativa similar: estimar el efecto sobre resultados académicos de un alumno y el valor en el grupo de alguna otra característica, como por ejemplo el nivel socioeconómico de sus padres⁷.

⁶ Estiman $s_{ij} = \alpha + \beta \bar{s}_{(ij)} + X_{ij} \gamma + \epsilon_{ij}$, donde $\bar{s}_{(ij)}$ es el puntaje promedio de la sala de clase excluyendo al alumno i .

⁷ Formalmente, la regresión sería $s_{ij} = \alpha + \beta x_{ij} + \gamma \bar{x}_j + W_{ij} \delta + \epsilon_{ij}$, donde x_{ij} es la realización de la variable de interés para el individuo i que pertenece al grupo j , \bar{x}_j es el promedio de dicha variable para miembros del grupo j , y W_{ij} es una matriz de variables a nivel individual o grupal.

Acemoglu y Angrist (2001) demuestran que en este caso la correlación entre el nivel socioeconómico del grupo y el desempeño del alumno también puede estar contaminada por efectos mecánicos. Los detalles técnicos se encuentran en Angrist (2013), pero a modo de resumen la principal preocupación en este caso es que si la variable de interés está medida con error, su coeficiente va a estar inflado artificialmente. Normalmente, los economistas no nos preocupamos mayormente del error de medición, pues este reduce el riesgo de mostrar un efecto donde no lo hay. Sin embargo, en este caso el error de medición hace más probable encontrar un efecto del grupo⁸. Esto podría ocurrir porque medir el nivel socioeconómico es complejo, o porque la variable que realmente debería estar incluida en el trabajo estadístico es otra, como el capital humano, pero incluimos el nivel socioeconómico, ya que medir capital humano es muy difícil. En cualquier caso, de existir error de medición en la variable de interés, la correlación entre el desempeño individual y el promedio grupal de dicha variable va a aumentar mecánicamente, produciendo efectos grupales aparentes aun cuando éstos no existan.

Como ejemplo, tomemos el resultado de Torche y Mizala (2012), quienes estudian la correlación entre el nivel socioeconómico del colegio y el desempeño individual en el Simce. Los resultados de este trabajo muestran una correlación positiva y significativa entre estas dos variables, y una mayor correlación para colegios particulares subvenciona-

dos que para colegios públicos. Estos resultados han sido interpretados como evidencia de que los colegios particulares subvencionados tienen mejores resultados en el Simce porque captan a alumnos de mayor nivel socioeconómico. Sin embargo, Angrist (2013) argumenta que precisamente en estos casos cualquier error de medición en el nivel socioeconómico del alumno implicará que encontraremos una correlación positiva entre nivel socioeconómico del colegio y desempeño individual.

Para ilustrar este punto, el Gráfico 1 muestra qué ocurre con la correlación entre el desempeño de un alumno en las pruebas Simce y el nivel de ingresos promedio reportado por los apoderados del colegio⁹ cuando aumentamos el error de medición del ingreso¹⁰. Cuando la razón señal-ruido es 100%, estoy utilizando como ingreso el punto medio del intervalo de ingresos reportado al rellenar el formulario de padres. Cuando es 90%, estoy agregándole error de medición a dicha variable, de modo tal que la razón entre señal y ruido de la variable¹¹ es 0,9. Note que añadir 10% de error de medición aumenta el coeficiente del nivel de ingresos promedio del colegio en aproximadamente 12% para las pruebas de cuarto básico, y 2% para las de segundo medio. Incrementos mayores del error de medición generan aún mayores coeficientes, llegando hasta aumentos del 30% para las pruebas de cuarto básico y de 5% para las de segundo medio. La Tabla 1 muestra los

⁸ En un modelo sin controles adicionales, $\gamma = \phi(\psi_1 - \psi_0)$, donde ψ_1 es el estimador mínimo cuadrado en dos etapas (2SLS) de la correlación de x_{ij} y s_{ij} usando como instrumento *dummies* grupales, $\phi = \frac{1}{1 - \tau^2}$ donde τ^2 es el R^2 de la primera etapa, y ψ_0 es el estimador mínimo cuadrado ordinario (MCO) de la misma correlación. Como ψ_0 está sesgado hacia 0 por error de medición y ψ_1 no, el estimador de γ va a ser distinto de cero aun cuando el efecto verdadero del grupo sea 0, y un mayor error de medición lo aleja aún más. Esto, obviamente, suponiendo que existe una correlación entre x_{ij} y s_{ij} .

⁹ Controlando por el nivel de ingresos de los propios padres del alumno.

¹⁰ No estoy usando nivel socioeconómico, pues no está incluida en los datos Simce a nivel individual, por lo que tendría que construirla. No quiero contaminar el punto con posibles dudas sobre la construcción de esta variable, por lo que usaré ingresos sin procesar. El punto que hago es teórico, y esto es una ilustración, por lo que el resultado no debería cambiar si cambiamos la variable.

¹¹ El "reliability ratio", o $\frac{\sigma_s^2}{\sigma_s^2 + \sigma_v^2}$, donde σ_s es la desviación estándar de la variable y σ_v es la desviación estándar del error de medición.

Gráfico 1

Aumento del efecto del grupo al aumentar el error de medición del ingreso

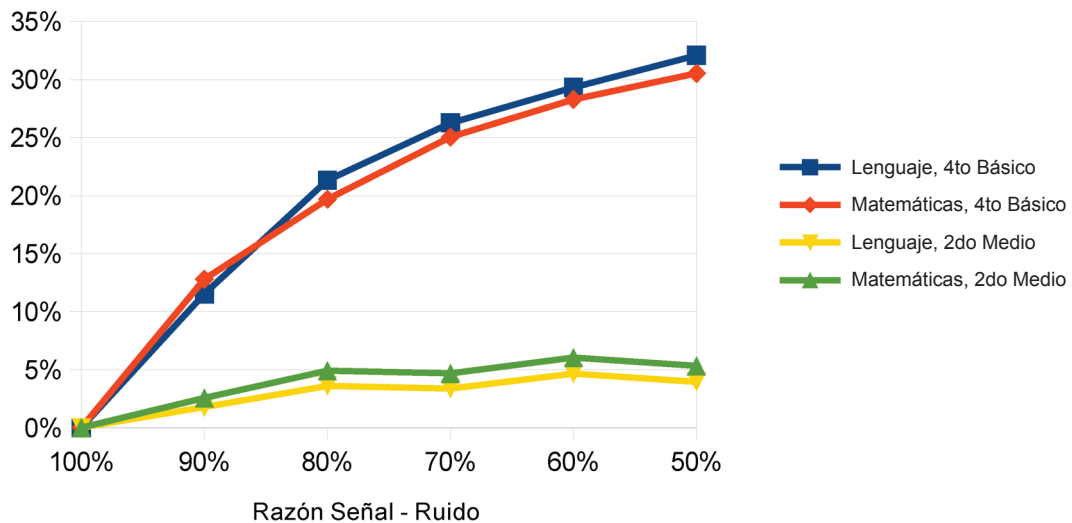


Tabla 1

Sensibilidad de la asociación entre el ingreso promedio de los apoderados del colegio y el puntaje simce de un alumno del mismo a aumentos en el error de medición del ingreso

	Cuarto básico		Segundo medio		
	Lenguaje	Matemáticas	Lenguaje	Matemáticas	
Caso base	0,206*** (.005)	0,243*** (.005)	Caso base	0,404*** (0,005)	0,541*** (.005)
90% señal	0,229*** (.004)	0,274*** (.004)	90% señal	0,411*** (.005)	0,554*** (.004)
80% señal	0,249*** (.004)	0,291*** (.004)	80% señal	0,418*** (.004)	0,567*** (.004)
70% señal	0,260*** (.004)	0,304*** (.004)	70% señal	0,417*** (.004)	0,566*** (.004)
Observaciones	186.826	187.466	Observaciones	150.542	150.484

Esta tabla muestra los resultados de la regresión del puntaje SIMCE de un alumno sobre el nivel de ingreso reportado por sus padres y el nivel de ingreso promedio reportado por los padres de su colegio, para alumnos que rindieron el SIMCE 2012 de cuarto básico y segundo medio. La fila "Caso Base" utiliza como ingreso el punto medio del intervalo de ingreso que los padres reportan. Las siguientes filas utilizan como ingreso dicho valor más un shock aleatorio normal con media cero y varianza creciente, tal que cada fila sucesiva tiene una variable ingreso más ruidosa. La varianza del shock aleatorio se escoge de modo tal de obtener variables ingreso con una razón ruido-senal con los valores indicados en la tabla. Todas las variables utilizadas están divididas por su desviación estándar para facilitar la interpretación de los coeficientes.

valores de los coeficientes en vez de los aumentos porcentuales.

Habiendo demostrado que el coeficiente del ingreso promedio del curso aumenta cuando crece el error de medición, pensemos nuevamente en el caso base. Dado que los padres reportan sus ingresos en intervalos, imputar el punto medio del intervalo como el nivel de ingreso de la familia ya introduce error de medición. Adicionalmente, no sabemos si la variable relevante es el nivel de ingresos del mes para la familia, el promedio del año o alguna medida de ingreso más permanente, ni mucho menos qué ingreso pensaron los padres que tenían que reportar cuando contestaron la pregunta, ni qué tan “al ojo” la contestaron. Es decir, el “caso base” probablemente ya contiene error de medición, por lo que incluso los coeficientes de ese caso deberían estar ya inflados.

¿Es posible argumentar que el sesgo que introduce el error de medición en los resultados obtenidos para la prueba de segundo medio es pequeño? Considero que no, ya que el efecto de aumentar el error de medición no es lineal. Por ejemplo, repetir el ejercicio de la Tabla anterior con un ingreso que es sólo 30% señal genera un coeficiente de 0,268 para la prueba de Lenguaje de Cuarto Básico y de 0,313 para la prueba de Matemáticas. Estos coeficientes son estadísticamente iguales a los obtenidos con un ingreso que es 70% señal. Es decir, aumentar el error de medición infla los coeficientes obtenidos, pero en una medida decreciente. Así, es posible que los resultados de Segundo Medio no se inflen tan dramáticamente como los de Cuarto Básico sólo porque los ingresos de los padres de niños de Segundo Medio están de partida medidos con más error que los de los padres de Cuarto Básico. Esto podría ocurrir, por ejemplo, porque una menor proporción de los alumnos de Segundo Medio tienen el cuestionario de padres completado (83% versus 65%).

Un punto final asociado a este tipo de estimación: la variable nivel socioeconómico (o ingreso, o lo que sea) promedio del colegio va a capturar también cualquier cosa común entre los alumnos del colegio que no haya sido incluida como una variable control y que esté correlacionada con ella. Por ejemplo, si los colegios con alumnos de menos ingresos tienen peores profesores que los alumnos de colegios con mayores ingresos, eso va a estar capturado también por la variable nivel socioeconómico del colegio, aunque la verdadera razón sea la calidad de los profesores. En conclusión, este tipo de análisis confunde el efecto real del nivel socioeconómico promedio del colegio con el efecto del error de medición, y con el efecto de cualquier otra variable común al colegio que no haya sido introducida explícitamente como control, por lo que difícilmente podemos creer que lo que estamos obteniendo es el efecto causal de los pares en el rendimiento.

En resumen, es evidente que este tipo de metodología sobreestima el efecto de los pares en el rendimiento individual. Esto nos debería hacer repensar la creencia de que gran parte de la diferencia en rendimiento de los colegios particulares subvencionados sobre los colegios municipales se debe al nivel socioeconómico de los padres.

4. ¿Qué sabemos sobre efecto pares?

Las dos últimas secciones han tratado sobre los problemas de la estimación de efectos pares y casi efectos pares, y se ha argumentado que la mayoría de la literatura aplica metodologías que no permiten su estimación correcta. Esta sección resume alguna evidencia que supera estos problemas.

Abdulkadiroglu *et al.* (2014) estudian el efecto en los resultados en pruebas estandarizadas de ingresar a colegios públicos de élite en Boston y Nueva York que seleccionan alumnos vía pruebas

de admisión, comparando estudiantes que apenas ingresan a dichos colegios con alumnos que casi quedan. La idea detrás de este análisis es que los alumnos que apenas ingresan son en promedio iguales a quienes casi quedaron, salvo porque fueron a colegios distintos. Así, comparar sus desenlaces futuros entrega información sobre el impacto de asistir a un colegio selectivo versus asistir a otro colegio. La principal conclusión de este trabajo es que el efecto de asistir a un colegio selectivo es pequeño.

Ir a un colegio selectivo implica tener mejores pares, mejores profesores, un currículum más desafiante, entre otras diferencias. Así, la única forma de conciliar un efecto pares grande con los resultados de Abdulkadiroglu *et al.* (2014) es creer que en todas las otras dimensiones en las cuales los colegios selectivos y no selectivos difieren los colegios selectivos son peores. Por ende, a menos que los colegios selectivos sean peores que los colegios no selectivos en todo, salvo en los pares, esta evidencia descarta la presencia de efectos pares significativos. Y recordemos que este experimento consiste en mover a un alumno a un ambiente con mejores pares. Si esto tiene un efecto pequeño, es cuestionable creer que mover a un alumno bueno a una clase de nivel regular tenga un efecto sustancial sobre sus pares.

Existen numerosos artículos que utilizan esta metodología y encuentran resultados similares: Dobbie y Fryer (2011) estudian el impacto de asistir a colegios selectivos en Nueva York sobre la probabilidad de asistir a la universidad, y Clark (2007) y Zhang (2010) estudian el impacto de asistir a colegios selectivos en el Reino Unido y China, respectivamente.

A la vez, existen trabajos que encuentran efectos importantes de asistir a colegios selectivos, como Bucarey *et al.* (2014) para el caso del Insti-

tuto Nacional, Pop-Eleches y Urquiola (2011) en Rumania, y Jackson (2010) en Trinidad y Tobago. Es posible creer que estos efectos son netamente producto del efecto pares, pero eso implica creer que todas las otras dimensiones en las cuales los colegios selectivos difieren de los demás no tienen impacto. Lo más probable es que la realidad sea que en estos casos el efecto final es una combinación del efecto pares y de las demás diferencias, y lamentablemente estos trabajos no nos permiten separar los distintos efectos.

Adicionalmente, aun si creyéramos que todo el efecto del Instituto Nacional es debido al efecto pares, deberíamos reconocer que tenemos evidencia sobre un efecto pares muy particular: el efecto de entrar a un colegio donde todos mis pares son excelentes para un alumno que ingresó apenas, versus entrar a un colegio donde dicho alumno es de los mejores alumnos, y los pares no son tan buenos. Este efecto no nos da información sobre cuál sería el efecto de mover un alumno bueno a una clase regular para los estudiantes que están en dicha clase, que es el efecto relevante para quienes proponen acabar con los colegios públicos selectivos. Ahora bien, es importante mencionar que esta evidencia no descarta la hipótesis de que este efecto es alto: sólo tendríamos que creer que la diferencia entre colegios en otras dimensiones no es tan importante.

Al mismo tiempo, no es una casualidad que algunos estudios encuentren efectos de colegios selectivos y otros no. Como esta metodología compara el efecto del colegio selectivo con el efecto del colegio al que asistieron las personas que casi quedaron, en la medida en que el sistema educacional fuera de los colegios selectivos sea de peor calidad, el efecto del colegio selectivo será más grande. Así, no es sorprendente encontrar efectos grandes en Chile, Rumania y Trinidad y Tobago, y ningún efecto en Estados Unidos o el Reino Unido.

Existen pocos trabajos que entreguen evidencia clara sobre efectos pares en educación fuera del contexto de colegios selectivos. Un ejemplo es Duflo *et al.* (2011), quienes llevan a cabo un experimento en Kenia, asignando aleatoriamente a ciertos colegios a dividir sus alumnos por su desempeño académico previo (*tracking*), y a otros a mantenerlos mezclados. El alumno que está apenas sobre el promedio en los colegios donde se hace *tracking* va a ser el peor alumno del grupo de avanzada, mientras que el alumno que está inmediatamente bajo el promedio será el mejor alumno del grupo rezagado. Es interesante el que los autores no encuentran evidencia acerca de que el desempeño posterior de estos tipos de alumnos difiera, lo que sería inconsistente con la hipótesis de un efecto pares¹². Al mismo tiempo, los autores encuentran que el *tracking* mejora el rendimiento de todos los alumnos. Su explicación es que tener una sala de clases más homogénea les permite a los profesores adecuar de mejor manera el ritmo y el nivel con el que enseñan el material para asegurar que todos los alumnos entiendan.

Carrell *et al.* (2013) presentan un estudio realizado en la United States Air Force Academy, que deja en evidencia el riesgo de manipular la composición de las salas de clases buscando explotar los beneficios de efectos pares. Usando las técnicas discutidas en la sección anterior, los autores encontraron que alumnos de bajo rendimiento se ven beneficiados de tener como compañeros de escuadrón a alumnos con altos puntajes en el SAT verbal. Motivados por esto, manipularon la composición de los escuadrones, pero no tuvieron efecto sobre el desempeño total del grupo. De hecho, perjudicaron, pero marginalmente, al grupo de alumnos que que-

rían beneficiar. Dado que sabemos que las estimaciones originales que motivaron la intervención están sesgadas hacia mostrar efectos de los pares, no es sorprendente que esto haya ocurrido.

Un estudio que encuentra evidencia interesante de efectos pares es Rao (2013), quien analiza el efecto de mezclar alumnos de distintos niveles de ingreso en los colegios de Nueva Delhi, India. Rao encuentra que mezclar alumnos de distintos niveles de ingreso hace que los alumnos de mayores ingresos sean más generosos en experimentos de laboratorio, más pro sociales en sus decisiones de con quién jugar, y más proclives a trabajar en voluntariados. Al mismo tiempo, encuentra un impacto negativo en el rendimiento escolar de estos alumnos en una de las tres pruebas medidas (Inglés), aunque dicho efecto es pequeño. Será interesante seguir la evolución de este experimento en el tiempo y ver si estos resultados son duraderos y si tienen implicancias en desenlaces con más peso en las vidas de los alumnos tratados, más allá de experimentos de laboratorio. Al mismo tiempo, Angrist y Lang (2004) estudian un caso similar en Massachusetts, pero se enfocan en efectos pares académicos, y no encuentran evidencia de que ellos existan.

La búsqueda de efectos pares no está limitada al plano de la educación. Kling *et al.* (2007) documentan los resultados del experimento “Moving to Opportunity” (MTO), donde un grupo de personas que vivía en barrios con altos índices de pobreza fueron seleccionadas aleatoriamente para recibir *vouchers* para pagar el arriendo de un departamento en lugares con bajos niveles de pobreza. Cambiarse a un barrio con menores niveles de pobreza cambia las características de los vecinos, por lo que el experimento permite estimar el impacto en una persona de bajos recursos el irse a vivir a un barrio con vecinos con mayor nivel de ingreso. Los autores no encuentran efectos en salarios ni en salud física,

¹² Los autores también llevan a cabo un análisis directo de efecto pares, siguiendo la metodología de la sección 2. Como hemos argumentado anteriormente, dicho análisis no puede separar el efecto pares de otros efectos. De hecho, Angrist (2013) utiliza los datos del grupo control de Duflo *et al.* (2011) para encontrar efectos pares “poco plausibles”.

pero sí en salud mental. Al mismo tiempo, encuentran resultados positivos en desempeño educacional para niñas, pero negativos para hombres, aunque ambos son pequeños.

5. Conclusión

La principal conclusión de este trabajo es que, al menos en desempeño académico, la evidencia a favor de los efectos pares es pobre. La literatura que encuentra efectos significativos tiene problemas metodológicos que invalidan sus conclusiones, mientras que la literatura que no adolece de estos problemas encuentra efectos pequeños. Existen estudios que encuentran efectos positivos y grandes de intervenciones que, entre otras cosas, manipulan los pares que un alumno tiene. Sin embargo, en estos casos no es posible separar el efecto de los pares del efecto de los otros aspectos de la intervención, como es el caso de los colegios selectivos. En conclusión, hacer política pública asumiendo la existencia de efectos pares importantes en el desempeño académico no tiene sustento en la evidencia empírica. Al mismo tiempo, poner el foco exclusivamente sobre los efectos pares ignora otros factores que también inciden en la calidad de la educación, como las diferencias en efectividad que podrían tener los profesores cuando se enfrentan a clases más o menos heterogéneas.

Al mismo tiempo, existe una literatura incipiente sobre efectos pares sociales en el contexto educacional que encuentra efectos positivos en el comportamiento social de alumnos de colegios con mayor heterogeneidad de ingresos. Aquí, al menos, existe evidencia, aunque sería prudente estudiar si ésta se sostiene con el paso del tiempo y con la aparición de más estudios.

Finalmente, este trabajo establece una conexión entre los problemas metodológicos de la literatura de efecto pares y los problemas en la literatura sobre el efecto de variables promedio del grupo

sobre desenlaces individuales, como el efecto del nivel socioeconómico de los pares sobre el desempeño académico del alumno. Este tipo de análisis ha sido muy citado en la discusión sobre el desempeño de los colegios particulares subvencionados versus los colegios municipales, y se ha argumentado que gran parte de la diferencia entre los desenlaces de ambos colegios es explicada por diferencias en el nivel socioeconómico de los padres. Sin embargo, hemos mostrado que la importancia del nivel socioeconómico de los pares está sobreestimada cuando dicha variable se mide con error, y que no tenemos manera de separar el efecto del error de medición del efecto de los pares en este caso. Al mismo tiempo, el efecto del nivel socioeconómico promedio del colegio va a captar el efecto de cualquier otra variable que afecte el desempeño académico y no esté incluida en el modelo. En suma, no podemos estimar realmente el efecto del nivel socioeconómico de los pares sobre el desempeño académico, y ciertamente no podemos concluir que la diferencia entre el desempeño de alumnos de distintos colegios se deba a diferencias en dicha variable.

Referencias

- Abdulkadiroglu, A., Angrist, J., and Pathak, P. (2014). "The elite illusion: Achievement effects at Boston and New York exam schools". *Econometrica*, 82(1):137-196.
- Acemoglu, D. and Angrist, J. (2001). "How large are human-capital externalities? Evidence from compulsory-schooling laws". In *NBER Macroeconomics Annual 2000, Volume 15*, NBER Chapters, pp. 9-74. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Angrist, J. (2013). *The perils of peer effects*. *NBER Working Papers 19774*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Angrist, J. D. and Krueger, A. B. (1991). "Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?" *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4): 979-1.014.

- Angrist, J. D. and Lang, K. (2004). "Does school integration generate peer effects? Evidence from Boston's Metco program". *American Economic Review*, 94(5): 1.613-1.634.
- Becker, G. S. (1994). *Human Capital*. Number 978022-6041209 in University of Chicago Press Economics Books. University of Chicago Press.
- Ben-Porath, Y. (1967). "The production of human capital and the life cycle of earnings". *Journal of Political Economy*, 75: 352.
- Bucarey, A., Jorquera, M., Muñoz, P., and Urzúa, S. (2014). "El efecto del Instituto Nacional: Evidencia a partir de un diseño de regresión discontinua". *Estudios Públicos*, 133: 37-68.
- Card, D. (2001). "Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems". *Econometrica*, 69(5): 1.127-1.160.
- Carrell, S. E., Sacerdote, B. I., and West, J. E. (2013). "From natural variation to optimal policy? The importance of endogenous peer group formation". *Econometrica*, 81(3): 855-882.
- Clark, D. (2007). "Selective schools and academic achievement". IZA Discussion Papers 3182, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Cohen-Cole, E. and Fletcher, J. M. (2008). Detecting implausible social network effects in acne, height, and headaches: Longitudinal analysis. *BMJ*, 337.
- Duflo, E., Dupas, P., and Kremer, M. (2011). "Peer effects, teacher incentives, and the impact of tracking: Evidence from a randomized evaluation in Kenya". *American Economic Review*, 101(5): 1.739-1.774.
- Griliches, Z. (1977). "Estimating the returns to schooling: Some econometric problems". *Econometrica*, 45(1): 1-22.
- Jackson, C. K. (2010). "Do students benefit from attending better schools? Evidence from rule-based student assignments in Trinidad and Tobago". *Economic Journal*, 120(549): 1.399-1.429.
- Kling, J. R., Liebman, J. B., and Katz, L. F. (2007). "Experimental analysis of neighborhood effects". *Econometrica*, 75(1): 83-119.
- Mincer, J. A. (1974). "Schooling, Experience, and Earnings. Number minc74-1" in *NBER Books*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Oreopoulos, P. (2006). "Estimating average and local average treatment effects of education when compulsory schooling laws really matter". *American Economic Review*, 96(1): 152-175.
- Pop-Eleches, C. and Urquiola, M. (2011). Going to a better school: Effects and behavioral responses. NBER Working Papers 16886, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Rao, G. (2013). *Familiarity does not breed contempt: Diversity, discrimination and generosity in Delhi schools*.
- Torche, F. and Mizala, A. (2012). "Bringing the schools back in: The stratification of educational achievement in the Chilean voucher system". *International Journal of Educational Development*, 32: 132-144.
- Zhang, H. (2010). *Magnet schools and student achievement: Evidence from a randomized natural experiment in China*. [PdeR](#)