



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

ISSN: 1900-7760

Universidad de los Andes

García, Luis; Sánchez, Sara

Relación entre el gasto público por alumno y los retornos
de la educación en Perú: un análisis por cohortes

Desarrollo y Sociedad, núm. 95, 2023, Septiembre-Diciembre, pp. 7-44

Universidad de los Andes

DOI: <https://doi.org/10.13043/DYS.95.1>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169177098002>

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

UNAM  redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Relación entre el gasto público por alumno y los retornos de la educación en Perú: un análisis por cohortes

Luis García¹ y Sara Sánchez²

DOI: 10.13043/DYS.95.1

Resumen

Entre 1960 y 1990, el gasto público real en educación por alumno en Perú mostró una caída drástica en todos sus niveles, para mostrar luego una moderada recuperación hasta 2015. La teoría económica relaciona este gasto con la calidad de la educación, la cual puede tener consecuencias directas sobre retornos privados de la educación en el mercado laboral. El objetivo de esta investigación es determinar la naturaleza de esta relación, mediante métodos econométricos y encuestas de hogares. Con un enfoque de cohortes en el periodo mencionado, basado en la metodología de Deaton y Paxson (1993), y Attanasio (1993), encontramos una reducción de los retornos para generaciones antiguas, con una leve recuperación para las más recientes, especialmente en educación superior y empleo femenino. También se discute la necesidad de un incremento del gasto público, acompañado de un incremento en la calidad de la enseñanza.

Palabras clave: economía de la educación, gasto público, calidad de la educación, Perú.

Clasificación JEL: I26, I22, I24, J24.

1 Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú. Correo electrónico: lgarcia@pucp.edu.pe (autor de correspondencia).

2 Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú. Correo electrónico: sara.sanchezr@pucp.pe

Este artículo fue recibido el 14 de abril del 2022, revisado el 9 de noviembre del 2022 y finalmente aceptado el 22 de marzo del 2023.

The relationship between public expenditure per pupil and returns to education in Peru: A cohort analysis

Luis García³ and Sara Sánchez⁴

DOI: 10.13043/DYS.95.1

Abstract

Between 1960 and 2015, real public spending on education per student in Peru witnessed a significant decline at all levels until 1990, followed by a moderate recovery. Economic theory relates this expenditure to the quality of education, which can directly affect private returns to education in the labor market. The objective of this research is to find this relationship using econometric methods and household surveys. Using a cohort approach based on the methodology introduced by Deaton and Paxson (1993) and Attanasio (1993), we uncover a declining trend in returns for older generations with a modest recovery for more recent generations, especially for higher education and for female workers. Furthermore, we also discuss the importance of bolstering public spending and enhancing education quality, emphasizing the need for this dual approach.

Keywords: Economics of education, public spending, quality of education, Perú.

JEL Classification: I26, I22, I24, J24.

3 Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú. Email: lgarcia@pucp.edu.pe (corresponding author).

4 Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú. Email: sara.sanchezr@pucp.pe.

This paper was received on April 14, 2022, revised on November 9, 2022, and finally accepted on March 22, 2023.

Introducción

La importancia de la cantidad y la calidad de la educación en el desarrollo de las personas es ampliamente aceptada. Dentro del desarrollo humano, la educación abarca muchas esferas, que van desde la económica, la social, la educativa, entre otras. Desde el punto de vista económico –principal interés de esta investigación–, el tema ha sido abordado a partir de, principalmente, los trabajos de Schultz (1961), Becker (1964) y Mincer (1974), donde se destaca que un mayor nivel educativo eleva la productividad, premiada en el mercado laboral con mayores ingresos para las personas.

En Perú, la educación básica es mayoritariamente pública, aunque la participación estatal ha ido en declive⁵. En particular, la educación universitaria pasó de ser fuertemente pública en la década de 1960 a ser mayoritariamente privada en años recientes⁶. Paralelamente, entre 1960 y 1990, el gasto público por alumno sufrió una notable caída, tanto en la educación primaria como en la secundaria y la superior (aunque la caída más fuerte se dio en esta última), por lo que se sospecha que se produjo una caída similar en la calidad de la educación⁷. Después de 1990, el gasto por alumno se ha elevado progresivamente en los tres niveles educativos (con mayor fuerza, nuevamente, en la educación superior), aunque sin alcanzar los niveles de gasto de la década de 1960.

Esta investigación evalúa si tal patrón del gasto por alumno ha afectado los retornos privados de la educación⁸. Card y Krueger (1992, 1998), y Heckman *et al.* (2006) indican que, teóricamente, la calidad de la educación afecta sus retornos. En este documento, utilizamos un análisis de cohortes para estimar si las generaciones que se vieron expuestas a periodos con bajo gasto por alumno se relacionan con bajos retornos privados de la educación. Nuestra

5 En la década de 1980, cerca del 85 % de los alumnos de educación básica asistía a escuelas públicas. A fines de 1990 y comienzos del nuevo siglo, tal porcentaje se mantenía similar (84 % en 2003). No obstante, en años recientes el porcentaje ha declinado a cerca del 71 % en 2019 (Webb y Fernández, 2008).

6 En 1960, la participación estatal en la educación universitaria era de 89.4 % de los estudiantes. Esta cifra se redujo a 70.4 % en 1975, 60.1 % en 2000 y solo 29.7 % en 2018 (Webb y Fernández, 1990).

7 Castro y Yamada (2013) señalan que esta caída en la calidad puede inferirse por la caída en el gasto por alumno, así como por la reducción en las horas de estudio diarias, iniciada en 1970.

8 El retorno privado a la educación es un parámetro que indica en qué porcentaje se incrementan los salarios ante un incremento de un año en la escolaridad. Este tipo de retorno no considera los efectos sociales de la educación, que involucran a la sociedad en su conjunto.

hipótesis es que los retornos deben ser mayores para las generaciones que se beneficiaron con niveles de gasto más alto por alumno.

Utilizando las Encuestas Nacionales de Hogares (Enaho) de 2004–2018, encontramos un declive en los retornos privados de la educación, lo que es consistente con la caída del gasto público por alumno. Asimismo, se observa una leve recuperación de los retornos para las cohortes más recientes, lo que es parcialmente coherente con la recuperación del gasto público por alumno. El efecto se observa con mayor claridad en la educación superior y para trabajadoras mujeres. Restringiendo la muestra a personas que se educaron en instituciones públicas (que se vieron directamente afectadas por las fluctuaciones del gasto público por alumno), los principales resultados se mantienen.

La estructura del documento es la siguiente: en la segunda sección, se presentan algunos hechos importantes que describen la caída y la recuperación del gasto por alumno en un periodo de aproximadamente cuarenta años. En la tercera sección, se presenta la revisión de la literatura teórica y empírica sobre la importancia de la educación en la determinación de los ingresos y el papel del gasto público. En la cuarta sección, se desarrolla la metodología empírica usada para el contraste de la hipótesis. En la quinta sección, se describen los datos. En la sexta, se presentan los resultados econométricos. En la séptima sección, se realiza un breve análisis de sensibilidad de los resultados. En la octava sección se estima el modelo restringiendo a las personas que se educaron en escuelas públicas. En la novena sección se hace una discusión de los resultados a la luz de las posibles políticas públicas y sociales, relacionadas con los hallazgos. En la última sección, se presentan las conclusiones.

I. Hechos estilizados

Durante el siglo veinte, la sociedad peruana experimentó una importante expansión en su nivel educativo. Como señala Rodríguez-González (1992), en la década de 1940, la mitad de la población peruana no tenía ningún tipo de instrucción, pero hacia 1985 el 86% alcanzaba, al menos, algún grado de instrucción. Estadísticas más recientes muestran que, en 2021, la tasa de analfabetismo solo llegaba al 5.2% de la población de 15 años o mayores (Instituto Nacional de Estadística e Informática –Inei, s.f.).

La importancia que el Estado otorgó a la educación en la segunda mitad del siglo veinte puede inferirse a partir de la estadística sobre el porcentaje del gasto público destinado a educación. Según estadísticas en Portocarrero y Oliart (1989), entre 1936 y 1944, el porcentaje del gasto público destinado a educación se ubicaba alrededor del 10 %, el cual se elevó significativamente entre 1945 y 1955 a un promedio de 15 %. Desde 1956 a 1962, tal porcentaje se incrementó de 16 % a 27 %, para llegar en 1966 a un máximo de 30 %, fluctuando entre ese valor y 25 % hasta 1972. Desde ese año, se produjo una caída significativa: solo un 10 % en el año 1980. Rodríguez-González (1992) muestra que este porcentaje fluctuó alrededor de un 13 % durante toda la década de 1980. Estadísticas más recientes muestran que, entre 1999 y 2015, el porcentaje mencionado fluctuó entre 13.5 % y 17 % [15 % en promedio] (Escale, s.f.).

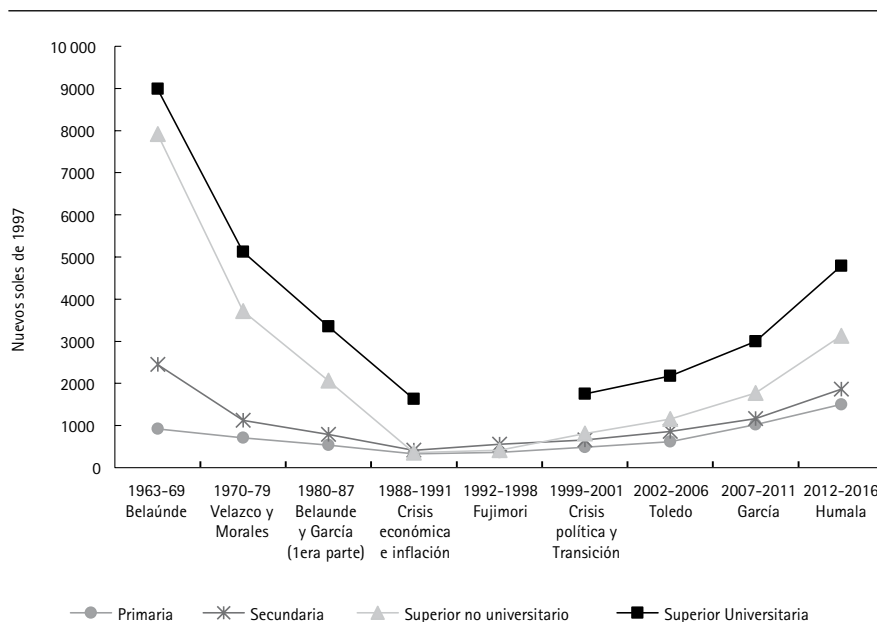
Una forma más tangible de aproximarnos a lo recibido por los alumnos por parte del Estado es mediante el gasto público por alumno matriculado en instituciones públicas. En la figura 1, se presenta la evolución de este indicador en los últimos cincuenta años, medido en soles de 1997 y desagregado por nivel educativo. Puede observarse con claridad que este gasto sufrió una notable caída entre 1960 y 1990. Este deterioro fue muy fuerte en el gasto en educación superior universitaria, pues la razón se redujo a la quinta parte hacia fines de 1980, comparada con 1960.

En la educación superior no universitaria la caída fue de casi veintidós veces en ese periodo, mientras que en la primaria fue de tres veces y en la secundaria el gasto por alumno se redujo a la sexta parte. Puede observarse que la caída fue más acelerada en 1970 durante los gobiernos militares de Juan Velasco Alvarado (1968-1975) y Francisco Morales Bermúdez (1975-1980). Durante la década de 1980 con el retorno de la democracia al Perú con el presidente Fernando Belaúnde Terry (1980-1985), la caída continuó, aunque con menos velocidad, inclusive durante el gobierno de Alan García Pérez (1985-1990) hasta el año 1987. Luego de ese año, inició la profunda crisis económica acompañada de hiperinflación, lo que acentuó la crisis en el sector educativo, obteniéndose valores muy bajos de gasto por alumno en 1991.

Luego de la estabilización y la recuperación económica durante el gobierno de Alberto Fujimori (1990-2000), se observó una recuperación del gasto por alumno en todos los niveles educativos, como se infiere de la comparación de los valores de 1991 y 1999. En el periodo 2002-2011, que abarca los gobiernos

de Alejandro Toledo y Alan García Pérez en su segundo periodo, las cifras presentan una franca mejoría. Así, comparando el gasto por alumno real de los años 1988-1991 y 2012-2016, en primaria aumentó 4.6 veces, en secundaria subió 4.5 veces, en educación superior no universitaria el indicador se multiplicó 8.8 veces, mientras que en superior universitaria el aumento fue de 2.9 veces⁹.

Figura 1. Gasto Público Real por Alumno, 1963-2016, por periodos de gobierno y crisis económica o política



Datos convertidos a Soles de 1997 usando la inflación promedio anual de fin de periodo.

Nota: El primer gobierno de Belaúnde culminó en 1968, y el de Fujimori en el 2000. El periodo 1988-1991 corresponde a los dos últimos años del primer gobierno de García y los dos primeros de Fujimori, marcados por una fuerte recesión e inflación muy elevada.

Fuente: de 1963 a 1987, tomado de Rodríguez-González (1992). De 1988 a 1998, tomado de Miranda (2008). De 1999 a 2016, tomado de Escala. No se consiguió información confiable del dato de Superior Universitaria de 1992-1998.

9 Guadalupe *et al.* (2018) hicieron un cálculo del gasto público por alumno —sin desagregar por niveles educativos— utilizando otras fuentes, con lo cual encontraron un patrón similar, con una caída fuerte desde inicios de la década de 1960 hasta aproximadamente el año 1991, para presentar luego un incremento notable en los años posteriores.

Guadalupe *et al.* (2018) exploran las razones por las cuales se produjo este patrón en forma de U en el gasto en educación por alumno. En lo que concierne a nuestro periodo de análisis, los autores distinguen el periodo 1967–1990, cuando el producto interno bruto (PIB) presentó grandes fluctuaciones, pero con mínimo crecimiento. En el mismo periodo, se produjo una caída en el porcentaje del gasto público destinado a educación, lo que coincide con las cifras mencionadas por Portocarrero y Oliart (1989).

En cambio, en el periodo 1991–2017, ocurrió lo opuesto, el producto interno bruto creció fuertemente, pero el porcentaje del gasto público destinado a educación se mantuvo prácticamente constante¹⁰. Adicionalmente, en el primer periodo (1967–1990), se presentan otros fenómenos que deben resaltarse: se incrementó fuertemente la matrícula estatal, en similar medida al incremento en la cantidad de profesores, dejando una razón de estudiantes por docente, relativamente estable. En cambio, en el segundo periodo (1991–2017) ocurrió una desaceleración en el crecimiento de la matrícula estatal pero un crecimiento sostenido de la cantidad de maestros.

De las figuras de Guadalupe *et al.* (2018), puede inferirse alguna relación entre estos indicadores y la calidad de la educación. Para los que estudiaron entre 1967 y 1990, el gasto se redujo; el número de alumnos por docente se mantuvo estable y, además, se presentó una caída en los sueldos reales de maestros. Ello podría significar un deterioro en la calidad de los profesores contratados. En cambio, desde 1991, cayó el número de alumnos por docente y se produjo una moderada recuperación en los sueldos reales de los maestros, lo que contribuiría a una recuperación de la calidad de la enseñanza.

En resumen, las cifras de gasto en educación por alumno han mostrado una fuerte caída en términos reales hasta el final de la crisis económica de 1980, para luego mostrar una importante recuperación para las nuevas generaciones de estudiantes configurando una forma de U en su tendencia. Esta curvatura es más acentuada para la educación superior (especialmente la no universitaria) que para la educación primaria y secundaria.

10 Se sugiere al lector ver las figuras de Guadalupe *et al.* (2018).

Cabe mencionar que, al igual que Guadalupe *et al.* (2018), aceptamos que el mayor gasto en educación es una condición necesaria pero no suficiente para tener una mejoría en la calidad de la educación, dado que debe tomarse en cuenta el aspecto de la eficiencia de este gasto. Sin embargo, los resultados de la prueba Pisa para Perú entre 2009 y 2018 muestran un incremento en los puntajes tanto en matemática como en comprensión lectora (Ministerio de Educación, 2022), lo cual corrobora la relación positiva entre gasto por alumno y calidad de educación.

II. Marco teórico

A. Literatura teórica sobre los retornos de la educación

Los primeros aportes teóricos parten de la teoría del capital humano (Schultz, 1961; Becker, 1964). De acuerdo con esta perspectiva, los gastos en educación en realidad representan una inversión que puede determinar una trayectoria de ingresos mayores para los que se educaron más.

Los retornos privados de la educación. Siguiendo esta línea teórica, Mincer (1974) reconoce no solo que la educación incrementa el perfil de salarios, sino también que la experiencia acumulada en el mercado laboral puede tener este efecto. Para ello, propuso una ecuación empírica que relacionara al logaritmo de los salarios con la educación acumulada y la experiencia, donde es posible calcular los retornos privados de la educación. El cambio porcentual en los salarios debido a un año adicional de educación es la tasa de retorno de esta inversión.

La ecuación de Mincer ha sido criticada, pues no tomó en cuenta el efecto de la educación sobre la productividad del trabajo en el hogar ni sobre los salarios de reserva. Asimismo, la presencia de variables omitidas como el entorno familiar, las habilidades innatas y la calidad de la educación, entre otras, puede sesgar las estimaciones de esta tasa (Schultz, 1989).

Por otro lado, se ha demostrado que los retornos varían según el nivel educativo. La evidencia empírica ha demostrado que es mejor calcular retornos diferenciados por nivel educativo, en lugar de un retorno único, técnica conocida como "curva segmentada" [*spline*] (Hungerford & Solon, 1987; Khandker,

1990; Schultz, 1989; Sapelli, 2003). Esto es consistente, teóricamente, con modelos de unidades heterogéneas de capital humano. Por ejemplo, un año más de educación primaria es cualitativamente distinto de un año más de educación superior. La medición de la educación simplemente como años de educación asume que cada unidad de capital humano adquirido es homogénea.

Esto último abre una discusión sobre si la educación en niveles superiores es realmente la que provoca mayores retornos, o es que las personas más hábiles alcanzan mayores niveles de educación, y son pagadas con mayor retorno por esa habilidad más que por la educación, siendo la habilidad una variable omitida (Willis & Rosen, 1979).

Calidad de la educación. La ecuación estándar de Mincer tampoco toma en cuenta las diferencias en la calidad de la educación. Como señalan Behrman y Birdsall (1983), estas diferencias pueden provocar diferentes estimaciones de los retornos a la educación. En caso de ignorarlas, se producirían sesgos e inconsistencias en su estimación, pues una mayor calidad en la educación provoca un más alto retorno.

Heckman *et al.* (1996) racionaliza la forma como la calidad en la educación puede afectar a los retornos de la educación. En ese sentido, formaliza a Card y Krueger (1992), al señalar que bajo los modelos de "unidades de eficiencia"¹¹, la calidad en la educación presenta una interacción con la educación en sí, lo que deriva en que el retorno minceriano pueda ser expresado en función de esta calidad.

En la misma línea de estos estudios, Card y Krueger (1998) presentan cuatro proposiciones teóricas sobre la relación entre los recursos en la escuela y los resultados educativos (*test scores* y salarios). Estas afirmaciones son: (1) los salarios se elevan con el nivel educativo; (2) el retorno a la educación es más alto para quienes reciben educación de alta calidad; (3) si el pago adicional por cada año de estudio se eleva, los estudiantes buscarán educarse más; (3) existen factores no observables (como las habilidades innatas o el

11 La unidad de eficiencia es un factor que multiplica al salario estándar que ganaría una persona en una región, dada la tecnología y los shocks tecnológicos de esa región. Este factor varía con cada individuo y depende de su nivel educativo, y de la calidad de la educación en la región donde nació y se educó. El salario que recibe el trabajador es el producto del salario estándar de la región y la unidad de eficiencia.

background familiar), que pueden distorsionar la relación entre la calidad de la educación y los salarios observados.

B. Literatura empírica sobre estimación de los retornos a la educación y su relación con la calidad

Una observación global a los diversos estudios sobre la estimación de los retornos a la educación permite evidenciar los siguientes hechos: (1) las estimaciones de los retornos suelen tener grandes fluctuaciones entre estudios, donde se observan importantes variaciones en la estimación cuando se controla por género, nivel educativo, efectos fijos locales y regionales o año de la encuesta; y si se incluyen autoempleados o no, etc.; (2) los retornos, por lo general, fluctúan entre 0 y 30%; (3) los estudios empíricos encuentran que es importante tomar en cuenta el problema de selección muestral; y (5) es preferible calcular retornos para cada nivel educativo.

No se han encontrado muchos trabajos que aborden empíricamente la relación entre los retornos privados a la educación y su calidad, aunque algunos documentos evalúan esta relación en forma indirecta, utilizando al gasto en educación, con esbozos de lo que sería un análisis de cohortes. La idea se ha ido construyendo, con base en las regresiones de Mincer. Por ejemplo, en el caso chileno, Sapelli (2003) estudió dos encuestas nacionales de 1990 y 1998, con lo que encontró que es más apropiado hacer un estudio de cohortes sintéticos (seguimiento a cohortes de nacimiento en encuestas de varios años), que crear cohortes ficticias con una sola encuesta de corte transversal. Aunque el autor no hizo un estudio de cohortes completo, sí realizó un ejercicio econométrico con el cual determinó que los que se educaron en periodos de alto gasto en educación tienen un retorno minceriano un poco mayor que los que se educaron en periodos de bajo gasto.

Schultz (1989) abordó el tema de la calidad de la educación, pero sin referirse a cohortes que reciben diferentes calidades de educación, sino a diferencias regionales. Sugiere que, para remover el sesgo en la ecuación de Mincer debido a las diferentes calidades regionales de educación, pueden colocarse efectos fijos por distrito escolar. Por su parte, en el caso peruano, Khandker (1990) sospecha que existen diferentes calidades de educación, pero entre escuelas públicas y privadas. Para controlar este efecto, propuso tomar en cuenta la asistencia a escuelas públicas o privadas en la ecuación de Mincer.

El caso de Pakistán es importante pues a principios de los 1990 ese país se enfrentaba una deficiente infraestructura escolar, bajo gasto público por alumno, pobre preparación docente y escasez de mano de obra, etc. Allí, Nasir y Nazli (2000) encontraron que los retornos a la educación son positivos, y que los ingresos que obtienen los alumnos que estudiaron en escuelas privadas son mayores que los de escuelas públicas como consecuencia de la mayor calidad que presentan las primeras, debido al mayor gasto por alumno que se da en los alumnos.

Volviendo al caso peruano, Rodríguez-González (1993) estima la ecuación de Mincer por grupo de edad, encontrando que los retornos eran menores para los individuos de menor edad, y mayores para aquellos con más edad. La explicación a este cambio en los retornos podría estar en el deterioro de la educación peruana debido a los menores gastos 1970-1980 (p. 35). Algo similar se encuentra en el trabajo de Ortega (2007), quien, utilizando ecuaciones de Mincer con datos de la Encuesta Nacional de Niveles de Vida de fines de 1990 encontró que los trabajadores mayores de 35 años presentan retornos a la educación diferentes de aquellos menores de esa edad.

En un trabajo seminal, Card y Krueger (1992) desafiaron los hallazgos empíricos de la época sobre una baja o nula relación entre la calidad de la educación y los logros educativos¹². Según estos autores, el inadecuado control sobre variables confundidoras a nivel de hogar y regionales provocó resultados dispares en la literatura empírica. En su trabajo, en primer lugar, estimaron las tasas de retorno a la educación en los Estados Unidos, para diferentes cohortes de nacimiento y estados, para luego interpolar estos retornos calculados con la razón estudiantes/maestros, con los salarios de los maestros y con el nivel educativo de estos docentes (estas últimas variables son una medición de la calidad de la educación). Encontraron que los retornos son mayores cuando menor es la razón estudiante/maestros en el estado de nacimiento; y cuando mayores son los salarios y el nivel educativo de estos maestros.

En otro análisis, Yamada y Cárdenas (2007) estudiaron la convexificación de los retornos a la educación. Según los autores, la relación entre los salarios y la educación presentan un patrón convexo, donde los retornos para los niveles de educación altos son mucho mayores que los retornos para los niveles de

12 Por ejemplo, Hanushek (1996) resume los principales resultados de estas investigaciones empíricas.

educación básicos. Los autores también mencionan que los retornos para los que nacieron desde 1960 en adelante han decaído, quizás como consecuencia de la crisis económica, la explosión demográfica y el deterioro de la educación en las décadas subsiguientes. En un documento más reciente, Castro y Yamada (2013) afirmaron que la convexificación de los retornos se explica por la caída de la calidad de la educación ocurrida en 1970 y 1980 del siglo XX, lo que según los autores habría provocado una baja calidad en la educación básica y una mayor calidad en la educación superior.

También en el caso peruano, Yamada y Castro (2010) emplearon variables dicotómicas (*dummy*) para individuos nacidos en la década de 1960 o después, que interactúan con los años de educación. Determinaron una reducción en los retornos para las generaciones que recibieron educación pública en años posteriores a la década de 1960, debido, según los autores, a la crisis económica, la explosión demográfica y la reducción en la calidad de la educación.

Por su parte, Calónico y Ñopo (2013) estimaron los retornos a la educación para individuos de 21 a 67 años. Utilizando ventanas corredizas de veinte años, estimaron la evolución de los retornos a lo largo de las generaciones, encontrando (1) que la educación privada ofrece retornos mayores en comparación con la educación pública y (2) que esta brecha parece haberse ampliado en los últimos años. Atribuyen esta brecha al deterioro de la calidad de la educación pública.

III. Metodología

La metodología usada es similar a la de algunos autores, quienes calculan primero los retornos a la educación que luego son relacionados con indicadores de la calidad (Behrman y Birdsall, 1983; Card y Krueger, 1992). A diferencia de los mencionados trabajos, donde se utilizan indicadores directos de la calidad de la educación (los *test scores*, por ejemplo), en nuestro trabajo se utilizan las cohortes de nacimiento como indicador de la calidad de la educación¹³.

13 Como se mencionó en la sección de hechos estilizados, es evidente que un mayor o menor gasto no garantizan *per se* una mejor o peor calidad de la educación. Sin embargo, no puede negarse que la relación entre calidad y gasto es razonable, por lo que se asumirá en lo que resta del documento. Trabajos como el de Guadalupe *et al.* (2018) sostienen esta idea. Adicionalmente, es de esperar que las

Esta idea concuerda con los resultados de Card y Krueger (1998), quienes sugieren que las variables que midan los recursos educativos deben presentar variaciones dramáticas e importantes, deben ser aplicables a todo un grupo, que tengan muy poca relación con la propia habilidad de los trabajadores y con la riqueza de los padres. Luego, es poco probable que el indicador de calidad esté relacionado con variables omitidas.

La idea principal es que las cohortes que fueron expuestas a niveles de gasto por alumno más alto recibieron en promedio una educación de mayor calidad, los que deberían presentar retornos mayores. Lo opuesto ocurrirá con las cohortes que recibieron educación de menor calidad (inferida por el menor gasto) deberían mostrar retornos menores.

Los estudios de cohortes son útiles cuando un panel de muchos años es inviable, como es el caso de las encuestas de hogares peruanas. Estos estudios parten de la idea de seguir a generaciones completas, a lo largo de muchos años, bajo el supuesto de que los miembros de cada cohorte se han visto expuestos a un mismo efecto en el tiempo. Las estadísticas de la sección de hechos estilizados indican que el deterioro del gasto en educación fue fuerte y masivo, por lo que es razonable pensar que haya habido un efecto sobre la cohorte en conjunto, y no deterioros individuales focalizados de la calidad educativa.

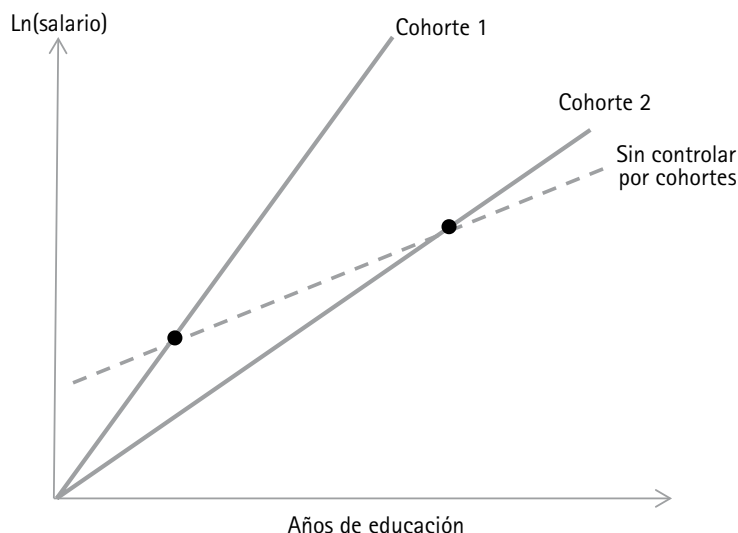
Vale mencionar que en una estimación con datos de corte transversal de la ecuación de Mincer, el retorno calculado confunde los efectos cohorte y edad, pues, en estos datos, los individuos de diferentes edades también pertenecen a diferentes cohortes. La figura 2 muestra las trayectorias de salarios a lo largo de la edad. La curva más alta corresponde a individuos de una cohorte más antigua, que recibió una educación de mejor calidad; mientras que la más baja pertenece a la cohorte de personas más jóvenes que, a su vez, recibieron una educación de menor calidad.

Por su parte, los puntos negros corresponden a observaciones en un año determinado, de dos individuos, uno de cada cohorte. Si se realiza un estudio de

cohortes de nacimiento que se vieron expuestas a bajos niveles de gasto no hayan recibido educación de buena calidad.

corte transversal, estaría tomándose a los dos individuos dentro de un mismo grupo, por lo que la trayectoria inferida sería la línea punteada, lo que sería incorrecto. Con el estudio de cohortes se intenta distinguir las trayectorias de salarios de cada cohorte.

Figura 2. Retornos a la educación con y sin efecto cohorte



Fuente: elaboración propia.

El método de cohortes utilizado es el de Deaton y Paxson (1993) y Attanasio (1993), el cual tiene la ventaja de distinguir los efectos de cohorte (efecto de la calidad de la educación) de otros efectos como son el efecto edad y efecto año. Dado que a lo largo del ciclo de vida los salarios presentan una curvatura en forma de U invertida, es importante controlar las variaciones que estos retornos puedan tener al (1) aumentar la edad de la persona y (2) separar este efecto del efecto del deterioro de la calidad de educación. Por otro lado, el efecto año se refiere al efecto de un año en particular que haya podido afectar a todos los individuos independientemente de su edad tengan y su cohorte.

El procedimiento tiene dos etapas. La primera es de estimación de los retornos a la educación en cada año y cohorte; la segunda, de estimación de los efectos cohorte, edad y año sobre los retornos calculados en la etapa primera.

En esta etapa se infiere que el efecto de cada cohorte es el efecto de las variaciones en la calidad de educación.

A. Estimación de los retornos de la educación

La tasa de retorno privado a la educación es estimada mediante la ecuación de Mincer, usando datos de encuestas en diferentes años (quince encuestas en total, de 2004–2018)¹⁴. En cada encuesta, se incluyen trabajadores de 25–65 años (41 edades en total), y con ello se puede identificar potencialmente hasta 55 cohortes en total según su año de nacimiento (nacidos desde 1939 hasta 1993)¹⁵. El modelo que determina el logaritmo del salario W de la persona i perteneciente a la cohorte de nacimiento c en el año t es

$$\ln(w_{ict}) = \alpha + \beta_{ct} E_{ic} + \gamma'_{ct} x_{ict} + \theta'_{ct} z_{ic} + u_{ict} \quad (1)$$

$$t = 1, \dots, 15$$

$$c = \dots, 55$$

E_{ic} es una variable escalar que indica los años de educación de la persona¹⁶; x_{ict} es un vector de características del individuo i , que no permanecen constantes en el tiempo y que puede cambiar según cohorte (por ejemplo, la rama de actividad donde trabaja la persona, el tamaño de la empresa y los años de experiencia¹⁷); z_{ic} es un vector de controles que incluye variables que pueden variar entre individuos y cohortes pero no en el tiempo (por ejemplo, el sexo del individuo, la profesión que estudió, si estudió en una escuela pública o privada, etc.); finalmente, u_{ict} es una perturbación aleatoria que representa todas las demás variables no incluidas en la ecuación 1. Tal como se ha mencionado en el marco teórico, debe corregirse el posible sesgo de selección,

14 La ecuación minceriana para el cálculo de los retornos asume que los únicos costos de la educación son los costos de oportunidad de estudiar. En el caso peruano, la educación pública es gratuita y, como se mencionó en la introducción, su participación es mayoritaria, aunque no llega al 100%. Más adelante, se toma en cuenta a los trabajadores educados en instituciones públicas.

15 Cabe adelantar que nuestra fuente de información es la Encuesta Nacional de Hogares (Enaho), la cual no pregunta directamente por el año de nacimiento. Por ello, este se deduce de la resta del año de la encuesta, menos la edad de la persona en esa encuesta.

16 E_{ic} también podría ser un vector de variables *dummy* multiplicativas del nivel educativo, por los años de educación, en caso de que se desee calcular retornos por nivel educativo.

17 Medidos como la edad de la persona, menos años de educación menos 5.

debido a la participación laboral de los trabajadores. En la ecuación 1, β_{ct} es la tasa de retorno privada de la educación, la cual puede cambiar por cohortes y a lo largo del tiempo.

En términos operativos, la ecuación 1 es estimada para un año de encuesta t y para cada edad a . De donde puede deducirse automáticamente el retorno de la cohorte c pues se cumple que $a = t - c$. Se asume que este retorno es el mismo para todos los individuos pertenecientes a una misma cohorte, aunque puede cambiar en el tiempo. En este modelo, se asume que los cambios en la calidad afectan a la pendiente β_{ct} , en la misma línea que Card y Krueger (1992).

El total de retornos calculados en esta etapa es igual al número de encuestas multiplicado por el número de edades consideradas. Potencialmente, podría llegarse a 615 retornos. Sin embargo, como se explica después, debido a insuficiente información en las cohortes más antiguas, la cantidad de retornos calculados es menor.

B. Estimación de los efectos cohorte, edad y año de la encuesta

Los retornos calculados en la primera etapa podrían verse afectados no solamente por el deterioro de la educación (efecto cohorte), sino también por los cambios en los salarios que se producen a lo largo del ciclo de vida (efecto edad). Al respecto, los trabajos de Attanasio (1993) y Deaton y Paxson (1993) relacionan estadísticos o indicadores obtenidos en la primera etapa contra las variables edad, año y cohortes, aunque de manera diferente. Mientras que Attanasio (1993) prueba funciones polinómicas de edad, cohorte y año, Deaton y Paxson (1993) utilizan variables *dummy* de estas tres variables. Aquí se utiliza la metodología de Attanasio (1993) para evaluar el efecto cohorte con funciones cuadráticas, con el objetivo de que esta función capture el efecto de la caída y, luego, la recuperación del gasto real por alumno. Para los efectos edad y año de encuesta se usaron variables *dummy*.

La ecuación que se busca estimar en la segunda etapa es

$$\hat{\beta}_{ct} = \beta_0 + \phi(c) + \theta_t + \lambda_a + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

Donde $\phi(c) = \phi_1 c + \phi_2 c^2$ es la función polinómica de segundo orden de las cohortes. A su vez, c es un número natural que representa a cada cohorte¹⁸; θ_i son efectos fijos por año; λ_o son efectos fijos por edad y ε_{ct} es un error estocástico.

En términos prácticos los efectos fijos son capturados mediante variables *dummy* (Deaton & Paxson, 1993), por lo que el modelo representado en la ecuación 2 en matrices puede reescribirse como se muestra enseguida:

$$\hat{\beta} = i\beta_0 + C\phi + Y\theta + A\lambda + \varepsilon \quad (3)$$

Donde β representa al vector columna de todos los retornos calculados; $\hat{\beta}_{ct}$, i es un vector columna de unos; β_0 es un intercepto; C es la matriz de dos columnas de la variable cohorte c y su cuadrado; ϕ es el vector columna de coeficientes que capturan el "efectos cohorte"; A es una matriz de variables *dummy* de cada año o encuesta; θ es el vector de "efectos año"; A es una matriz de variables *dummy* por cada edad, desde 25 a 65 años; λ es el vector de "efectos edad" y ε es el vector columna de términos de error.

El número de observaciones en el modelo representado por la ecuación 2 (filas de los vectores β y ε , y de las matrices Y , A y C) es producto del número de encuestas analizadas y el rango de edades bajo estudio. En el modelo 3, que incluye un intercepto, hay multicolinealidad perfecta por la relación exacta entre la primera columna de C y las variables *dummy* de edad y cohorte; también por la presencia de la constante i .

Por lo anterior, en las estimaciones será necesario extraer arbitrariamente dos variables *dummy*, y las elegidas fueron la variable *dummy* correspondiente a la menor y la mayor edad. Interesa, particularmente, el vector de parámetros ϕ , sobre los cuales se realizarán pruebas de hipótesis. El rechazo de la hipótesis conjunta $\phi=0$ indicaría la presencia de un efecto cohorte. Además, si $\phi_1 < 0$ y $\phi_2 > 0$, los retornos estarían mostrando un comportamiento consistente con el deterioro del gasto en educación por alumno y su posterior recuperación.

18 Según lo mencionado, es el año de nacimiento. En nuestro caso preferimos restarle a el año anterior al de la cohorte más antigua para que empiece correlativamente desde el número 1 en adelante.

IV. Descripción de los datos

Toda la información fue tomada de la Enaho de 2004-2018. Esta encuesta anual recoge información socioeconómica de las familias peruanas, a nivel nacional. Este estudio se concentró en la población de 25-65 años, que viven en zonas urbanas, en cada encuesta.

El número de individuos encuestados en Enaho ha aumentado con los años. En el cuadro 1, se presenta el tamaño total de la muestra efectivamente utilizada, según lo señalado arriba, la cual está dividida entre personas que trabajan y no trabajan.

Cuadro 1. Número de observaciones por encuesta

Encuesta	No trabaja	Trabaja	Total
2004	5460	7156	12 616
2005	5523	6912	12 435
2006	5401	7972	13 373
2007	5446	9139	14 585
2008	5321	8663	13 984
2009	5160	8722	13 882
2010	4738	8640	13 378
2011	5554	9944	15 498
2012	5678	10 414	16 092
2013	7079	13 250	20 329
2014	7221	13 332	20 553
2015	7440	13 500	20 940
2016	8479	16 067	24 546
2017	8145	15 000	23 145
2018	8076	15 821	23 897

Fuente: Inei-Encuesta Nacional de Hogares (varios años).

Las cohortes consideradas en el estudio son las nacidas desde 1959 hasta las nacidas en 1993. Aunque en las encuestas se encuentra información sobre las cohortes de nacidos incluso desde 1939, no se toman las cohortes más antiguas, pues existen muy pocas observaciones de ellas, lo que no permite tener resultados confiables.

En el cuadro 2 se presentan (1) las medias de los ingresos por hora, deflactados a precios de 1997, (2) los años de educación y (3) estadísticas del tamaño de la empresa para las encuestas de 2004–2018. Para el cálculo de los ingresos, se sumaron los ingresos líquidos percibidos por actividades dependientes e independientes, tanto en la actividad económica principal como en la secundaria. Estos ingresos totales anuales fueron divididos por el total de horas semanales en las actividades principal y secundaria, multiplicados por 48 (considerando 48 semanas de trabajo al año). El resultado fue un ingreso estandarizado por hora (salario). Los empleadores no están incluidos en la muestra.

Los salarios son bajos en 2004, pero se incrementan con el pasar de los años. Para el tamaño de la empresa, el mayor porcentaje se concentra en menos de cien trabajadores; asimismo el porcentaje de empresas con más de cien ha ido en aumento.

Cuadro 2. Estadísticas básicas de salarios, años de educación y tamaño de la empresa para el Perú urbano

	Media		Tamaño de la empresa (porcentaje, %)	
	Años de educación	Salario deflactado	Menos de 100	Más de 100
2004	10.5	4.0	61.8	38.2
2005	10.5	3.7	62.3	37.7
2006	10.7	4.1	61.8	38.2
2007	10.9	4.6	61.2	38.8
2008	11.0	4.5	59.6	40.4
2009	11.0	5.1	59.5	40.5
2010	11.1	5.1	59.4	40.6
2011	11.0	5.2	60.0	40.0
2012	11.3	5.3	57.3	42.7
2013	11.4	5.4	57.3	42.7
2014	11.4	5.6	56.4	43.6
2015	11.4	5.4	57.9	42.1
2016	11.5	5.4	56.8	43.2
2017	11.6	5.5	58.6	41.4
2018	11.6	5.5	58.6	41.4

Salario deflactado a soles de 1997.

Fuente: elaboración propia a partir de Inei-Enaho (2004–2018).

En el cuadro 3 se presentan los tipos de actividad y las categorías ocupacionales para las encuestas de 2004–2018. Los tipos de actividad han sido clasificados en tres grandes grupos. El grupo 1 contiene a las ramas de actividad que reciben salarios más bajos; mientras que el tercero agrupa las ramas en las que se recibe un mayor salario por hora de trabajo. Se ha optado por clasificar a las ramas de actividad en tres grupos debido a que las ramas que están contenidas en cada uno de estos tres presentan ingresos promedio similares a lo largo de las todas las encuestas.

En lo referente al tipo de actividad, el mayor porcentaje de las personas se concentra en el grupo 1, que comprende a actividades como manufactura, agricultura y servicio doméstico. Mientras que el menor porcentaje se concentra en el grupo 3, que contiene al sector inmobiliario, enseñanza privada, finanzas y minería. Con respecto a las categorías ocupacionales, el mayor porcentaje está representado por los empleados, seguidos de los obreros. Ambas categorías han venido incrementándose en el periodo de análisis, mientras que la categoría “trabajador del hogar” ha venido reduciéndose, al igual que la categoría empleador o patrono.

Cuadro 3. Estadísticas básicas de tipo de actividad y categoría ocupacional para el Perú urbano^{1 a}

	Tipo de Actividad (porcentaje, %)			Categoría Ocupacional (porcentaje, %)				
	(1) Manufactura, agricultura, servicio doméstico	(2) Transportes y comunicaciones, pesca y administración pública	(3) Inmobiliarias, enseñanza (privada), finanzas y minería	Empleador o patrón	Empleado	Obrero	Trabajador del hogar	Otros
2004	43.0	27.9	29.1	12.3	49.8	31.6	5.4	0.9
2005	43.3	28.4	28.2	11.9	48.9	32.4	5.9	0.8
2006	43.1	28.4	28.5	12.1	49.7	31.7	5.9	0.6
2007	42.6	28.4	29.0	12.8	50.1	30.9	5.4	0.7
2008	42.1	29.1	28.8	11.9	49.5	32.7	5.0	0.9
2009	41.5	30.2	28.3	12.6	49.1	32.6	4.8	0.8
2010	42.1	30.0	27.9	13.1	47.8	33.4	4.8	0.9

(Continúa)

	Tipo de Actividad (porcentaje, %)			Categoría Ocupacional (porcentaje, %)				
	(1) Manufactura, agricultura, servicio doméstico	(2) Transportes y comunicaciones, pesca y administración pública	(3) Inmobiliarias, enseñanza (privada), finanzas y minería	Empleador o patrón	Empleado	Obrero	Trabajador del hogar	Otros
2011	41.7	30.6	27.7	12.1	47.1	35.3	4.8	0.7
2012	40.9	30.0	29.1	11.9	49.9	33.5	4.0	0.7
2013	40.8	30.0	29.2	10.4	51.8	32.8	4.4	0.6
2014	39.6	30.5	29.9	9.9	52.6	33.3	3.8	0.5
2015	41.0	30.2	28.8	9.2	51.1	35.1	4.2	0.4
2016	40.5	29.8	29.7	9.4	51.0	35.1	4.0	0.5
2017	41.3	29.3	29.3	9.3	51.5	34.6	4.2	0.5
2018	41.3	29.3	29.5	9.3	51.8	34.4	4.1	0.3

a Porcentajes calculados con respecto a la población sin trabajadores independientes ni trabajadores familiares no remunerados.

Fuente: elaboración propia con información de Inei-Enaho (2004-2018).

V. Resultados econométricos

A. Estimación de retornos y efecto cohorte para la muestra completa

Como se mencionó en la metodología, en la primera etapa, se estimaron ecuaciones de Mincer para cada edad (25-65 años, excluyendo a las cohortes de nacimiento anteriores a 1959). Hubo un total de 420 estimaciones tanto por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) como por el método de corrección de sesgo de selección de Heckman¹⁹. Las medias de las estimaciones son prácticamente

19 Como regresores, en la ecuación de Mincer, se utilizaron los años de educación, el sexo, variables *dummy* de la ocupación y actividad de la persona, el tamaño de la empresa y si recibió o no una educación estatal. En las ecuaciones de selección, se utilizaron, como variables, *dummies* sobre la recepción del hogar de transferencias, el sexo, si convive o está casado(a), la educación, el número de niños que vive en el hogar y variables *dummy* que indican si la persona participa en programas sociales alimentarios. Dado que la encuesta Enaho no es una muestra aleatoria simple, las estimaciones fueron hechas utilizando el factor de expansión "facpob07" de cada Enaho con el comando "pweight" de Stata.

iguales: 0.0640176 en el caso MCO y 0.0677982 con Heckman. El coeficiente de lambda de Mills resultó significativo en la mayoría de las veces.

En el cuadro 4 se presentan las estimaciones de la segunda etapa del efecto cohorte por los dos métodos mencionados, es decir MCO en la columna 1 y Heckman en la columna 2. En la estimación por Heckman, se obtuvo significancia de los coeficientes de cohortes al 10 %, mientras que por MCO solo es significativa la variable cohorte al 10 %. Se observa que se obtienen los signos esperados de los coeficientes de las cohortes, lo que es consistente con un efecto *convexo* de las cohortes, aunque el coeficiente de no es significativo en MCO. En la parte baja del cuadro, se presentan las pruebas F de significancia conjunta total y la significancia conjunta de los efectos cohorte, edad y año de la encuesta.

Cuadro 4. Estimación del efecto cohorte

	MCO	Heckman
Variables	(1)	(2)
Cohorte	-0.146* (0.0877)	-0.187* (0.102)
Cohorte ²	0.00182 (0.00157)	0.00306* (0.00182)
Constante	7.966*** (1.699)	8.344*** (1.970)
Dummies por edad	Sí	Sí
Dummies por año	Sí	Sí
Observaciones	420	420
R ²	0.256	0.222
R ² -ajustada	0.158	0.119
F-test	2.605***	2.160***
F-cohorte	1.703	1.690
F-edad	1.929***	1.803***
F-año	4.416***	3.186***

Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fuente: elaboración propia.

Como se ve, la inclusión de las variables *dummy* de edad y año de la encuesta parece apropiada, y se corrobora según el resultado de las pruebas de significancia conjunta de estas variables *dummy*, donde se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a cero. No obstante, la prueba F del efecto cohorte no puede rechazar la hipótesis nula ($H_0: \phi_1 = 0, \phi_2 = 0$), y solo se rechaza la prueba t individual al 10% significancia.

Este resultado debe tomarse con cuidado, y sería un error pensar que el efecto cohorte es inexistente. El modelo que se ha estimado ha sido calculado para la población completa, sin tomar en cuenta que pueden existir importantes diferencias por nivel educativo por sexo, tal como ha sido mencionado en la literatura empírica. Es decir, detrás del resultado estadístico pueden estar ocultos algunos efectos heterogéneos que son abordados en la siguiente sección.

B. Estimación de los retornos por nivel educativo y sexo

La ecuación 1 asume que el retorno β_{ct} es el mismo para todos los individuos. Sería interesante relajar este supuesto, permitiendo que el retorno varíe según el nivel educativo y el sexo. Para estimar el retorno a la educación por nivel educativo, se agregan variables *dummy* interactivas de los años educación y los niveles educativos alcanzados ("pendientes distintas"). Para el caso de los retornos por sexo, se procede de la misma forma, agregando variables *dummy* interactivas entre sexo y años de escolaridad.

Ahora vamos a explorar si existen efectos cohorte según el nivel educativo alcanzado, donde se excluye la categoría "sin educación", pues para ellos los años de educación son iguales a 0 y no puede calcularse el retorno. Asimismo, cabe mencionar que al separar el efecto por niveles educativos puede perderse precisión en la estimación, dado que el número de observaciones de los individuos por nivel educativo en cada edad y encuesta se ve reducido. Por eso, se excluyen las estimaciones que presenten pocas observaciones ($n < 30$).

El retorno promedio para las personas que solo alcanzaron la primaria (completa o incompleta) es 3.29%, lo que se interpreta como que, por cada año adicional de educación primaria, los salarios se incrementaron en ese porcentaje, en comparación con tener un año menos de escolaridad. En el caso de los retornos por secundaria, la media calculada es 3.0%, la cual es ligeramente menor al retorno de primaria.

El resultado es muy distinto para el caso de las personas que alcanzaron el nivel educativo superior, donde el retorno promedio es de 16.12% (desviación estándar de 5.6). Es evidente que, cuando se alcanza el nivel superior, por cada año de educación, se observa un importante aumento en las remuneraciones. Este resultado coincide con otros estudios que también han encontrado que el retorno a la educación superior es mayor que los otros niveles (Yamada y Cárdenas, 2007; Sapelli, 2003).

En el cuadro 5 tenemos la estimación de los efectos cohorte, donde se ha incluido todos los controles de edad y encuesta. Lo que podemos observar es que, en el nivel de primaria, no se observa un efecto claro de las cohortes sobre los retornos (columnas 1) y 2). Por otro lado, para las personas que solo llegaron al nivel secundario, se observan los signos esperados en la especificación lineal y los signos consistentes con la forma de U en la especificación cuadrática, pero ambos no son significativos (columnas 3 y 4), por lo que no se pueden tomar en cuenta.

Es muy diferente el caso de la educación superior, donde se observa, en la columna 5, que los retornos decaen en forma significativa para las generaciones más recientes. Para la columna 6, se agrega el retorno al cuadrado, con lo cual no se obtiene significancia individual sino significancia conjunta, tal como muestra el test F de la cohorte²⁰. Los signos obtenidos en la columna 6 muestran un efecto convexo.

Cabe mencionar que el cuadro 5 sí presenta efectos cohorte significativos en la columna 6. No obstante, estos resultados son parcialmente consistentes con lo observado en la sección de hechos estilizados, donde se mostró que el deterioro y la posterior recuperación del gasto público por alumno fue más acentuado para la educación superior. Aunque los signos, en su mayoría, coinciden con lo esperado, la magnitud del coeficiente de la cohorte al cuadrado es muy pequeña o no significativa, como para mostrar una franca recuperación de los retornos.

20 Debido a la alta correlación entre las variables "cohorte" y "cohorte²", existe multicolinealidad imperfecta fuerte, lo que distorsiona las pruebas "t" más no la prueba F.

Cuadro 5. Efecto cohorte por nivel educativo estimado por el método de Heckman

Variables	Primaria		Secundaria		Superior	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cohorte	-0.325* (0.196)	0.221 (0.463)	-0.0264 (0.123)	-0.344 (0.291)	-0.278** (0.110)	-0.303 (0.260)
Cohorte ²		-0.0108 (0.00832)		0.00629 (0.00522)		0.000499 (0.00468)
Constante	15.07* (8.013)	9.955 (8.920)	2.595 (5.025)	5.568 (5.595)	23.04*** (4.494)	23.27*** (5.014)
Dummies por edad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Dummies por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	415	415	415	415	415	415
R ²	0.110	0.115	0.148	0.152	0.174	0.174
R ² -ajustado	-0.00619	-0.00430	0.0365	0.0377	0.0657	0.0632
F-test	0.947	0.964	1.327	1.331	1.606	1.570
F-cohorte		2.219		0.749		3.183**
F-edad	1.037	1.029	1.305	1.334	1.210	1.182
F-año	0.801	0.799	0.958	0.965	1.147	1.141

Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: elaboración propia.

A continuación, se explica el comportamiento de los retornos calculados por sexo, con la corrección de Heckman. El retorno promedio de las mujeres es 7.87 % mientras que el retorno promedio de los hombres es menor: 6.07 % para los nacidos desde 1959²¹. La desviación estándar del retorno de las mujeres es 3.05, mientras que el de los hombres es 2.53. Un test de medias simple (no mostrado) encontró esta diferencia de retornos significativa.

En el cuadro 6 se observa que, para el caso de las mujeres, se tiene un efecto cohorte significativo y con los signos esperados. La magnitud del efecto cohorte al cuadrado es pequeña, por lo que los resultados muestran un patrón decreciente de los retornos para las cohortes más recientes. En el caso de los hombres, el efecto cohorte no es significativo, aunque los signos coinciden con los esperados.

Cuadro 6. Efectos cohorte por sexo

Variables	Mujer		Hombre	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Cohorte	-0.0838 (0.0579)	-0.311** (0.136)	-0.0138 (0.0483)	-0.167 (0.114)
Cohorte ²		0.00448* (0.00243)		0.00301 (0.00203)
Constante	10.47*** (2.370)	12.64*** (2.638)	5.085** (1.978)	6.539*** (2.205)
Dummies por edad	Sí	Sí	Sí	Sí
Dummies por año	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	420	420	420	420
R ²	0.214	0.221	0.205	0.210
R ² -ajustado	0.112	0.118	0.103	0.105
F-test	2.105	2.145	1.998	2.008
F-cohortes		2.753*		1.140
F-edad		1.738***		1.773***
F-año		2.811***		2.671***

Errores estándar en paréntesis. ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, $p < 0.1$

Fuente: elaboración propia.

21 Este hallazgo es interesante, pues es sabido que el salario promedio es menor para las mujeres, pero el retorno a la educación resulta un poco mayor para ellas, lo que sugeriría un posible acortamiento de la brecha de género, gracias a la educación.

C. Análisis de sensibilidad

En las estimaciones anteriores, se tomó a los individuos nacidos desde 1959. Se prefirió no tomar información más antigua, pues existen pocas observaciones de individuos de cohortes antiguas como para tener estimaciones confiables en la primera etapa. Tampoco es óptimo empezar con generaciones muy recientes, pues perderíamos observaciones de retornos para la segunda etapa del proceso. No obstante, al ser el corte de 1959 hasta cierto punto arbitrario, queremos saber cómo cambian los resultados si tomamos cortes anteriores o posteriores a 1959.

El cuadro 7 contiene el resumen de las estimaciones de los principales resultados, considerando años de nacimiento desde 1957 hasta 1961, donde la columna 1959 repite lo obtenido en los cuadros 4 al 6. En este cuadro no se presentaron los resultados de primaria y secundaria, al ser no significativos. Como se ve, en la gran mayoría de los casos, las estimaciones son estadísticamente significativas y mantienen los signos obtenidos previamente, lo que es consistente con efectos cohorte robustos al año de inicio de las cohortes.

Es de notar que la significancia se eleva, cuando tomamos años de nacimiento más recientes, en especial para el coeficiente de la variable quizás por lo que mencionamos acerca de la baja precisión en la estimación de los retornos de las cohortes más antiguas. El hecho de que esta variable sea significativa en muchas de las regresiones refuerza la idea de que sí ha existido una recuperación de los retornos privados en las cohortes más recientes.

Cuadro 7. Resultados según distintos años de inicio de la muestra de cohortes sintéticos

Año de nacimiento inicial	1957	1958	1959	1960	1961
Total					
Cohorte	-0.127 (0.0904)	-0.173* (0.0961)	-0.187* (0.102)	-0.279*** (0.107)	-0.368*** (0.115)
Cohorte ²	0.00212 (0.00164)	0.00286* (0.00173)	0.00306* (0.00182)	0.00445** (0.0019)	0.00598*** (0.00202)

(Continúa)

Año de nacimiento inicial	1957	1958	1959	1960	1961
Mujer					
Cohorte	-0.258** (0.122)	-0.250* (0.129)	-0.311** (0.136)	-0.416*** (0.145)	-0.603*** (0.153)
Cohorte ²	0.00354 (0.00222)	0.00337 (0.00232)	0.00448* (0.00243)	0.00637** (0.00256)	0.00944*** (0.00268)
Hombre					
Cohorte	-0.125 (0.10)	-0.148 (0.108)	-0.167 (0.114)	-0.254** (0.121)	-0.333** (0.13)
Cohorte ²	0.00259 (0.00182)	0.0029 (0.00194)	0.00301 (0.00203)	0.00423** (0.00214)	0.00557** (0.00227)
Educación superior					
Cohorte	-0.303 (0.260)	-0.303 (0.260)	-0.303 (0.260)	-0.505* (0.277)	-0.512* (0.290)
Cohorte ²	0.000499 (0.00468)	0.000499 (0.00468)	0.000499 (0.00468)	0.00345 (0.00493)	0.00358 (0.00511)

Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: elaboración propia.

D. Estimación utilizando solo a la educación pública

Como se explicó en las secciones iniciales, en Perú la educación es mayoritariamente pública (llega a un promedio de 85% de participación pública en primaria y secundaria en la muestra relevante). Sin embargo, en el caso del nivel superior, en el periodo relevante, la participación pública en la instrucción de la población bajo estudio fluctúa entre el 90 y el 50%, con tendencia declinante. Dado se analiza el efecto del gasto público, cabe preguntarse si los efectos encontrados en las secciones anteriores se mantienen, si se excluye a las personas que se educaron en colegios privados, quienes no se beneficiaron ni perjudicaron directamente con las fluctuaciones del gasto público por alumno por cápita.

Con la muestra de educación pública, el retorno global de toda la población es de 5.98 %. Diferenciando por sexo, se tiene un retorno promedio de 6.93 % para las mujeres y de 5.41 % para los hombres. Por nivel educativo, el retorno en primaria es 3.10 %, en secundaria es 3.08 % y en el nivel superior es 17.35 %. Solo el 19 % de los retornos calculados en primaria y secundaria resultaron estadísticamente distintos de cero, quizás por el menor tamaño de muestra o también por el bajo valor del retorno. En el caso de educación superior, el 74 % resultaron significativos. Dada esta situación, no se realizó la segunda etapa para los retornos de primaria y secundaria. Para todas las demás regresiones (segunda etapa), se utilizaron solamente retornos que tuvieran un nivel de significancia del 10 % o menor.

El cuadro 8 resume los resultados de las regresiones restringiendo la muestra a personas que estudiaron en escuelas públicas.

Comparando los resultados de los cuadros 7 y 8, se observa que no hay mayor diferencia de los efectos cohorte con la muestra completa. Al igual que antes, el efecto es más claro cuando se excluyen cohortes muy antiguas (como la de nacidos en la década de 1950) que tienen pocas observaciones. Por otro lado, en la diferenciación por sexo, el efecto en forma de U es muy claro en los retornos de las mujeres, lo que se observa en ambos cuadros.

En cambio, al restringirse a estudiantes de escuelas públicas, el patrón en forma de U parece diluirse para los hombres. Con respecto a la desagregación por nivel educativo, en la educación superior, se observan importantes cambios entre los cuadros 7 y 8, como era de esperarse, dada la composición de alumnado entre pública y privada. En el cuadro 8, el coeficiente de *cohorte* es negativo y de mayor magnitud, con respecto a la muestra completa (cuadro 7). Esto mostraría un deterioro un poco más acelerado en los retornos para las personas que se educaron en entidades públicas.

Como ilustración a los resultados, la figura 3 muestra la estimación del patrón de los retornos para cada cohorte, utilizando las estimaciones de la figura 8. Se han tomado los coeficientes estimados, considerando como cohorte más antigua a la de 1960 (columna 1960). La figura muestra que, efectivamente, las funciones estimadas son convexas y, en el caso de los hombres y las mujeres, describen un patrón en forma de U, aunque es notable que el tramo ascendente es más pequeño que el descendente, lo que muestra una

leve recuperación de los retornos en estas dos categorías. Para ambos casos, el mínimo de la curva se encuentra cerca del periodo de mayor crisis y menos gasto público per cápita de la figura 1. En el caso de la educación superior, también es una función convexa pero que no llega a tener un mínimo, por lo que solo puede hablarse de una desaceleración de la caída de los retornos.

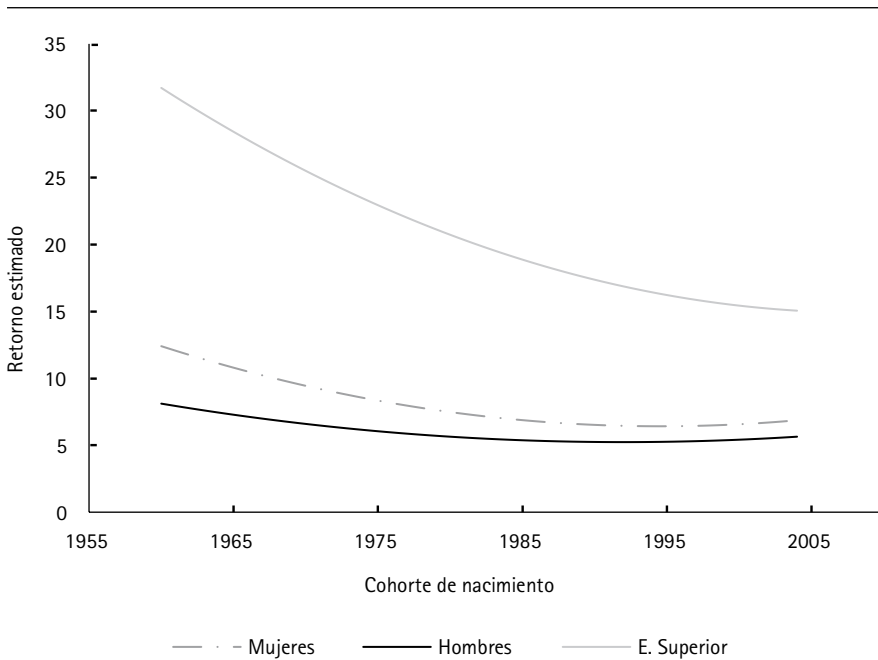
Cuadro 8. Resultados solo para educación pública según año de inicio de la muestra de cohortes sintéticos

Año de nacimiento inicial	1957	1958	1959	1960	1961
Total					
Cohorte	-0.172* (0.0909)	-0.169* (0.0969)	-0.169 (0.103)	-0.220** (0.109)	-0.317*** (0.117)
Cohorte ²	0.00186 (0.00166)	0.00170 (0.00175)	0.00191 (0.00185)	0.00281 (0.00196)	0.00447** (0.00207)
Mujeres					
Cohorte	-0.247** (0.123)	-0.225* (0.131)	-0.251* (0.140)	-0.367** (0.148)	-0.506*** (0.159)
Cohorte ²	0.00310 (0.00225)	0.00248 (0.00237)	0.00308 (0.00251)	0.00502* (0.00261)	0.00730*** (0.00278)
Hombres					
Cohorte	-0.192* (0.111)	-0.243** (0.119)	-0.188 (0.127)	-0.191 (0.134)	-0.218 (0.140)
Cohorte ²	0.00298 (0.00208)	0.00387* (0.00222)	0.00291 (0.00232)	0.00281 (0.00245)	0.00326 (0.00257)
Superior					
Cohorte	-0.821*** (0.301)	-0.593* (0.322)	-0.634* (0.335)	-0.719** (0.354)	-0.405 (0.372)
Cohorte ²	0.00839 (0.00519)	0.00475 (0.00546)	0.00551 (0.00570)	0.00711 (0.00606)	0.00351 (0.00625)

Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. (1) No se restringió a retornos con $p \leq 0.10$ por haber muy pocas observaciones.

Fuente: elaboración propia.

Figura 3. Retornos estimados por cohortes para educación estatal (cohorte inicial = 1960)



Fuente: elaboración propia.

VI. Discusión

El resultado principal de la sección anterior es que los retornos han caído para las cohortes más antiguas, lo cual concuerda con la caída del gasto público por alumno. Por otro lado, en los años recientes se observa una pequeña recuperación de los retornos, dada la forma convexa de la función y el pequeño coeficiente de *cohorte*², el cual a veces no es significativo. Una explicación a este segundo resultado podría ser que el gasto reciente no es del todo eficiente ni eficaz para mejorar la calidad de la educación.

Lo anterior concuerda con lo afirmado por Pereyra (2002), quien demuestra que el gasto público en educación no fue eficiente en la década de 1990. Según Guadalupe *et al.* (2017), la eficiencia es un requisito para mejorar la calidad educativa y, por ello, se hace necesario que se promuevan políticas

que la mejoren. Otra explicación tiene que ver con la declinante participación pública en la educación superior.

Cabe mencionar que la recuperación del gasto en educación per cápita observado en el siglo XXI podría no tener el mismo impacto en los retornos que el gasto per cápita en 1960–1970, debido a los cambios en el contexto educativo en ambos periodos. Como se mencionó en la sección de hechos estilizados, en ambos periodos hay diferencias importantes en la matrícula escolar y su composición entre estatal y no estatal, el número de los alumnos por aula y los salarios reales de los profesores, los cuales son más bajos en la actualidad.

Otra explicación a la tenue respuesta de los retornos privados a los cambios en el gasto per cápita podría explicarse en que la educación adquirida por una persona es un proceso que puede tomar varios años²². Por ejemplo, según el sistema educativo peruano, alguien nacido en 1960 que ingresó a primaria en 1966 y terminó la secundaria en 1976. En el rango de 1966–1976, esta persona pudo recibir diferentes niveles de gasto per cápita en educación y, por tanto, diferentes niveles de educación. Esto significa que la calidad de educación adquirida es una especie de promedio de calidades (promedio móvil) a lo largo de esos años, lo cual podría *suavizar* el efecto buscado.

Existen algunas políticas recientes (fuera del ámbito de nuestro estudio) que buscan mejorar la calidad de la educación. Por ejemplo, el programa de Jornada Escolar Completa incrementa las horas de estudio al día en escuelas públicas, lo que tiene como objetivo mejorar el aprendizaje. Este programa ha requerido incrementar la contratación de profesores para cubrir las necesidades, mientras que no se ha observado mayor cambio en los profesores nombrados (Guadalupe *et al.*, 2017). Otros cambios importantes para mejorar la calidad docente se han dado mediante la Ley de la Carrera Pública Magisterial de 2007 y la Ley de la Reforma Magisterial de 2012, las cuales buscan promover el desarrollo profesional de los docentes basado en el mérito.

Otro resultado que llama la atención es el bajísimo retorno que se obtiene para los que solo estudian secundaria (solo 3%). A diferencia de otros países, donde el retorno de la secundaria es mayor (por ejemplo, Chile; ver Sapelli, 2003), en el caso peruano el bajo retorno (quizás por una baja calidad de la

22 Se agradece a uno de los referís de este artículo por sugerir esta idea.

educación) explicaría por qué cada vez más jóvenes peruanos buscan seguir estudios superiores universitarios (en algunos casos de dudosa calidad), lo que provoca el fenómeno de la sobre educación y asignación ineficiente de recursos.

En ese sentido, Benavides *et al.* (2015) observan una tendencia de los jóvenes que tuvieron una deficiente formación escolar a direccionarse hacia las universidades privadas de bajo costo y dudosa calidad. Así, recomendamos que se destine un mayor y más eficiente gasto per cápita en la educación pública básica, a fin de tener una educación secundaria que sea valorada en el mercado laboral y, por otro lado, debe proveerse una educación formativa que sienta las bases para una mejor educación superior y, con ello, obtener mayores retornos para estos individuos.

Otro punto importante es ir de la mano con políticas relacionadas con la salud para tener alumnos que no cuenten con desnutrición y estén en la capacidad de aprender. Sobre este tema, estudios recientes resaltan la dimensión del problema de la anemia entre los estudiantes peruanos. Según cifras de la Encuesta Nacional Demográfica y Salud (Endes, 2016), en Perú la anemia afecta al 43.6% de los menores de tres años (Zavaleta, 2017), siendo este índice persistente en los últimos años y que tiene serias consecuencias en el desarrollo del niño y el aprendizaje (Nokes *et al.*, 1998). En ese sentido, una mejora en el gasto en educación tendría poco efecto sobre la productividad de los estudiantes, si estos padecen de esta enfermedad.

Como parte de las propuestas de política, deberíamos considerar otros factores que garanticen objetivos equitativos para la sociedad y tener propuestas respaldadas por estrategias coherentes. Tales objetivos incluyen una buena evaluación de las disparidades educativas para tener propuestas bien definidas. Por ejemplo, Benavides *et al.* (2015) encontraron disparidades e inequidades a nivel de la educación superior. Según estos autores, en el Perú actual, los jóvenes de menores recursos e indígenas asisten a las instituciones públicas. Otro tipo de disparidad con la que se debe lidiar es la que se da en los grupos de menores ingresos (grupos en desventaja), ya que estos son los que no se verían beneficiados de obtener educación de mayor nivel.

Conclusiones

Teniendo en cuenta las estimaciones con la muestra total, los resultados muestran un patrón convexo de los retornos privados de la educación con respecto a las cohortes de nacimiento, lo que es consistente con el patrón descrito del gasto público por alumno. No obstante, los resultados muestran que la recuperación de los retornos privados a la educación en años recientes aún es lenta. Por ejemplo, tal recuperación no se ha presentado en la educación superior, donde se observa solo una desaceleración de la caída. Adicionalmente, en algunas estimaciones los efectos cohorte no fueron del todo significativos, en especial el término cuadrático de la función. Lo que sí es claro es que los resultados obtenidos muestran un efecto cohorte negativo. Ello concuerda con la caída del gasto público por alumno y el posible deterioro de la calidad de la educación.

El efecto cohorte encontrado es claramente significativo, en especial, para las personas que alcanzan el nivel educativo superior, para las mujeres y, en menor medida, para los que solo alcanzaron el nivel primario. Para el cálculo del efecto, se tomaron las cohortes nacidas desde 1959. El análisis de sensibilidad revela que el efecto cohorte se mantiene aún si se toman años de nacimiento anteriores o posteriores a 1959. Asimismo, restringiendo la muestra a solo personas que se educaron en escuelas públicas, el efecto cohorte se comportó de forma similar al obtenido con toda la muestra.

Reconocimientos

Una versión muy preliminar de este trabajo fue la tesis de licenciatura de Sara Sánchez, presentada en la Facultad de Ciencias Sociales de la Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP), en 2015, investigación asesorada por Luis García. El trabajo actual es una actualización y profundización de esa primera investigación, con una metodología distinta.

Los autores agradecen profundamente los comentarios recibidos por los asistentes al Congreso Anual LASA 2020, así como los comentarios de los colegas del Departamento Académico de Economía de la PUCP a la versión *working paper* de este documento. También agradecen los valiosos comentarios de los

dos evaluadores anónimos, quienes ofrecieron importantes ideas para mejorar este documento.

La investigación no contó con ningún tipo de financiamiento.

Referencias

1. Attanasio, O. (1993). *A cohort analysis of saving behavior by U.S. households* (Working Paper, No. 4454). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w4454>
2. Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. National Bureau of Economic Research.
3. Behrman, J., & Birdsall, N. (1983). The quality of schooling: Quantity alone is misleading. *American Economic Review*, 73, 928-946.
4. Benavides, M., León, J., Haag, F., & Cueva, S. (2015). *Expansión y diversificación de la educación superior universitaria, y su relación con la desigualdad y la segregación* (Documento de Investigación, No. 78). GRADE. <https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/ddt78.pdf>
5. Calónico, S., & Ñopo, H. (2007). *Returns to private education in Peru* (Research Department Working Paper, No. 603). Inter-American Development Bank. <https://publications.iadb.org/en/publication/returns-private-education-peru>
6. Card, D., & Krueger, A. (1992). Do school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. *Journal of Political Economy*, 100(1), 1-40. <https://www.doi.org/10.1086/261805>
7. Card, D., & Krueger, A. (1998). School resources and student outcomes. *The Annals of the American Academy*, 559(1), 39-53. <https://www.doi.org/10.1177/0002716298559001004>

8. Deaton, A., & Paxson, C. (1993). *Saving, growth, and aging in Taiwan* (Working Paper, No. 4330). National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w4330.pdf>
9. Guadalupe, C. A., Twanama, W., & Castro, M. P. (2018). *La larga noche de la educación peruana: comienza a amanecer* (Documento de Discusión, No. 1806). CIUP-Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/2184>
10. Guadalupe, C., Rodríguez, J., & Vargas, S. (2017). *Estado de la educación en el Perú: Análisis y perspectivas de la educación básica*. GRADE. <https://bit.ly/2CPSU8N>
11. Heckman, J., Layne, A., & Todd, P. (1996). Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings. *The Review of Economics and Statistics*, 78(4), 562-610.
12. Heckman, J., Lochner, L., & Todd, P. (2006). Earnings functions, rates of return and treatment effects: The Mincer equation and beyond. En E. A. Hanushek & F. Welch (Eds.), *Handbook of the Economics of Education* (vol. 1, pp. 307-458). North-Holland. [https://www.doi.org/10.1016/S1574-0692\(06\)01007-5](https://www.doi.org/10.1016/S1574-0692(06)01007-5)
13. Hungerford, T., & Solon, G. (1987). Sheepskin effects in the returns to education. *The Review of Economics and Statistics*, 69(1), 175-177.
14. Instituto Nacional de Estadística e Informática –Inei (s.f.). estadísticas sociales. pobreza y gasto social. <https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/sociales/>
15. Khandker, S. (1990). *Labor market participation; returns to education; and male-female wage differences in Peru* (Working Paper, No. 461). Population and Human Resources Department. World Bank.
16. Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research.

17. Ministerio de Educación de Perú (2022). *El Perú en Pisa 2018. Informe nacional de resultados*. Oficina de Medición de la Calidad de los Aprendizajes.
18. Miranda, A. M. (2008). *Perú: impacto de la política económica en el gasto público en educación, 1950-2000* [Tesis de Maestría]. Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.
19. Nasir, Z. M., & Nazli, H. (2000). *Education and Earnings in Pakistan* (Research Report, No. 177). Pakistan institute of Development Economics. <https://www.pide.org.pk/Research/Report177.pdf>
20. Nokes, C., van den Bosch, C., & Bundy, D. (1998). *The effects of iron deficiency anemia on mental and motor performance, educational achievement, and behavior in children: An annotated bibliography*. International Nutritional Anemia Consultive Group. pdf.usaid.gov/pdf_docs/PNACC764.pdf
21. Ortega, A. (2007). *Impacto de la educación en la determinación de los ingresos: el caso de los asalariados dependientes en el Perú* [Tesis de pregrado]. Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.
22. Pereyra, J. (2002). Una medida de la eficiencia del gasto público en educación: análisis FDH para América Latina. *Revista Estudios Económicos*, 8, 237-249.
23. Portocarrero, G., & Oliart, P. (1989). *El Perú desde la escuela*. Instituto de Apoyo Agrario.
24. Rodríguez-González, J. (1992). *Gasto público en educación y distribución del ingreso en el Perú* (Documento de Trabajo, No. 19). GRADE. <http://www.grade.org.pe/publicaciones/19-gasto-publico-en-educacion-y-distribucion-del-ingreso-en-el-peru/>
25. Rodríguez-González, J. (1993). *Retornos Económicos de la Educación en el Perú*. (Documento de trabajo, No. 112). Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://files.pucp.edu.pe/departamento/economia/DDD112.pdf>

26. Sapelli, C. (2003). *Ecuaciones de Mincer y las tasas de retorno a la educación en Chile: 1990-1998* (Documento de Trabajo, No. 254). Pontificia Universidad Católica de Chile. Instituto de Economía. <https://repositorio.uc.cl/handle/11534/4836>
27. Schultz, T. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
28. Schultz, T. P. (1989). *Women and development: Objectives, framework, and policy interventions* (Working Paper, No. 200). Population and Human Resources Department. World Bank. <https://bit.ly/41QYNPq>
29. Webb, R. C., & Fernández, G. (1990). *Perú en números 1990. Almanaque estadístico*. Instituto Cuanto.
30. Webb, R.C., & Fernández, G. (2008). *Perú en números 2008. Anuario Estadístico*. Instituto Cuanto.
31. Willis, R., & Rosen S. (1979). Education and self-selection. *Journal of Political Economy*, 87(5), 7-36.
32. Yamada, G., & Cárdenas, M. (2007). Educación superior en el Perú. Rentabilidad incierta y poco conocida. CIES. *Economía y Sociedad*, 63, 53-61.
33. Yamada, G., & Castro, J. (2010). *Educación superior e ingresos laborales: estimaciones paramétricas y no paramétricas de la rentabilidad por niveles y carreras en el Perú* (Working Paper, No. 10-06). Centro de Investigación Universidad del Pacífico. <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/359>
34. Zavaleta, N. (2017). Anemia infantil: retos y oportunidades al 2021. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 34(4), 588-89. <https://www.doi.org/10.17843/rpmpesp.2017.344.3281>