

# Crecimiento económico y demanda por educación superior en el Perú: un estudio para el período 2004–2006

Juan F. Castro / Pedro Casavilca / Rose Lizaraburu<sup>1</sup>

*Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico*

## Resumen

En el Perú, la reciente expansión económica parece haber alentado una mayor demanda por educación superior. Sin embargo, el promedio enmascara marcadas diferencias entre grupos de gasto y un potencial sesgo antipobre. Construimos un modelo teórico sencillo que predice una relación positiva entre esta demanda, la dotación del hogar y la prima de salarios. El acceso al crédito, por su parte, reduce la importancia de la dotación y también alienta la demanda por educación si su retorno es alto. Estas predicciones son validadas con una estimación de la probabilidad de asistencia usando un panel de hogares para el periodo 2004–2006. Los resultados ayudan a explicar el sesgo antipobre si combinamos la menor expansión del gasto ocurrida en los primeros quintiles con la caída registrada en la prima de salarios. Nuestros resultados también destacan la importancia que tienen las restricciones crediticias de corto plazo y la calidad de la instrucción básica como determinantes de la matrícula postsecundaria. Esto refuerza la necesidad de desarrollar oportunidades de financiamiento para jóvenes de bajos ingresos, pero solo después de asegurar un mecanismo de selección que permita focalizar la intervención sobre aquellos con potencial académico.

Palabras clave: educación, demanda por educación superior, crecimiento económico, Perú, *panel-logit*.

- 
1. Los autores desean agradecer el apoyo financiero del Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES) en el marco del Concurso de Investigación 2008. Asimismo, a Fernando Mendo por su excelente labor como asistente de investigación y a un *referee* anónimo por sus comentarios y aportes. Las opiniones aquí vertidas son de entera responsabilidad de los autores y no reflejan la posición institucional del CIES ni de la Universidad del Pacífico. Correo electrónico: Castro\_JF@up.edu.pe

### **Abstract**

Recent economic expansion in Peru has apparently encouraged higher education demand. Averages, however, mask strong differences between expenditure groups and a potential anti-poor bias. We build a simple theoretical model that predicts a positive relation between education demand, households' endowments and wage premia. Access to credit reduces endowments' impact and also encourages education demand if its return is sufficiently large. These predictions are validated after estimating enrolment probabilities using a panel of households for the period 2004-2006. Results help explain the anti-poor bias if we combine the relatively small expenditure growth experienced by the first quintiles and the reduction exhibited by the wage premium. Our results also highlight the importance of short run credit constraints and basic education quality as determinants of postsecondary enrolment. This supports the need to develop financing opportunities for low income youngsters, but only after securing an appropriate selection mechanism to focalize this intervention on those with academic potential.

Keywords: Education, demand for college education, economic growth, Peru, panel logit.

## 1. MOTIVACIÓN

La segunda mitad de la década pasada se caracterizó en el Perú por un crecimiento económico significativo, lo que permitió una expansión generalizada en los niveles de gasto per cápita de las familias. En particular, la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) revela que el gasto per cápita de las familias aumentó en 18,5% en términos reales entre el 2004 y el 2008; fue este crecimiento del gasto lo que permitió una notoria reducción de más de doce puntos porcentuales en la incidencia de la pobreza monetaria, según se reporta en INEI 2009.

Si bien la evolución favorable de la capacidad de consumo fue una característica que exhibieron todos los quintiles de gasto, todavía persisten marcadas diferencias en la distribución de la riqueza<sup>2</sup>. Por lo mismo, cabe preguntarse si la fase expansiva del ciclo económico ha ayudado a que más personas accedan a aquellos activos que permiten asegurar un incremento significativo y permanente en el consumo.

Al respecto, Yamada y Castro (2007) encuentran evidencia a favor de que, a diferencia de lo que ocurre con la educación primaria y secundaria, el acceso a educación superior constituye un mecanismo seguro para escapar de la pobreza en nuestro país.

Yamada (2007) y Calónico y Ñopo (2007), por su parte, también encuentran que el nivel de educación terciario (completo) exhibe retornos significativamente mayores que los niveles anteriores, incluyendo la educación superior técnica y la universitaria incompleta. Los últimos autores encuentran, además, una brecha entre el retorno asociado a la educación superior privada y pública, aunque esta resulta mucho más marcada al comparar los retornos asociados a la educación básica privada y pública. En un estudio más reciente, Morón, Castro y Sanborn (2009) no encuentran diferencias significativas al comparar la probabilidad de caer en pobreza de una persona que ha completado la educación superior en una institución pública con aquella asociada a una institución privada.

En suma, es cierto que el alto retorno promedio asociado a la educación superior puede estar enmascarando diferencias importantes entre la educación técnica y universitaria y entre proveedores públicos y privados, incluso la existencia de heterogeneidad al interior de estas categorías<sup>3</sup>. No obstante, también es cierto que, en el Perú, el acceso a este nivel de instrucción constituye un importante vehículo de movilidad social.

---

2. En el 2008, la incidencia de la pobreza en el ámbito rural fue de 59,8%, luego de caer diez puntos porcentuales respecto a la del 2004. En el ámbito urbano, en cambio, la incidencia de la pobreza en el 2008 fue de 23,5%, luego de exhibir una caída de más de trece puntos porcentuales respecto a la del 2004.

3. Calónico y Ñopo (2007) también encontraron gran dispersión en los retornos asociados a la educación superior privada.

Tomando en cuenta lo anterior, y si uno revisa la evolución de la tasa de asistencia a la educación superior para jóvenes entre diecisiete y veintidós años, notará que esta ha registrado un incremento de cerca de dos puntos porcentuales entre el 2004 y el 2006<sup>4</sup>. A primera vista, este resultado parece consistente con la expansión en las posibilidades de gasto de los hogares. Una comparación por quintil de gasto, sin embargo, revela marcadas diferencias: el mayor crecimiento se concentra en los quintiles intermedios, mientras que en los quintiles extremos la asistencia se ha expandido significativamente menos. Más aun, las estadísticas revelan un potencial sesgo antipobre en la medida en que la tasa de asistencia a la educación superior entre los hogares más pobres parece haberse reducido, a pesar de que sus posibilidades de consumo se han expandido. Esta evidencia constituye la principal motivación para emprender el presente estudio, cuyo objetivo es evaluar el impacto del crecimiento económico experimentado en nuestro país durante los últimos años (2004-2006) sobre la demanda por educación superior.

Al respecto, nuestra hipótesis es que la demanda por educación superior se verá afectada por la fase expansiva del ciclo económico principalmente a través de dos mecanismos. El primero constituye un aumento de los recursos disponibles en las familias, lo que origina un mayor consumo de bienes y servicios. Así, si las familias enfrentan restricciones al crédito<sup>5</sup>, habría un incremento en la demanda por educación. Un segundo efecto tiene que ver con el cambio potencial en los salarios para la mano de obra no calificada y calificada. Si este cambio favorece a los primeros (o se incrementan las posibilidades de acceso al mercado laboral), el costo de oportunidad de destinar tiempo a la educación crece, los retornos asociados a esta forma de inversión caen y su demanda disminuye.

La existencia de un resultado distinto entre hogares, por su parte, puede ser atribuible a la presencia de heterogeneidad tanto en la sensibilidad de la demanda por educación como en el tamaño del *shock* que experimenta el hogar. Respecto a lo primero, cabe esperar que un acceso desigual a oportunidades de financiamiento conlleve a una respuesta también desigual frente a cambios en la dotación de recursos del hogar: según lo discutido en el párrafo anterior, el acceso al crédito debería reducir la sensibilidad de la demanda por

---

4. Utilizamos el período 2004-2006 al referirnos a la tasa de asistencia a la educación superior para guardar consistencia con las bases de datos que serán utilizadas en las secciones que siguen. Nuestra elección de este período responde a que se cuenta con una estructura de datos de panel para el mismo y se tienen encuestas que abarcan todo el año. Encuestas de hogares más recientes (2007 y 2008) confirman esta tendencia creciente.

5. En ausencia de estas restricciones, cambios en los recursos del hogar no deberían significar cambios en la demanda por educación superior, porque esta última podría ser financiada a través del crédito y porque el crédito podría ser utilizado para suavizar el consumo. En lo que sigue, se desarrollará un modelo teórico sencillo para formalizar esto.

educación a cambios en esta dotación. Respecto a lo segundo, y tal como será discutido más adelante, lo cierto es que el crecimiento económico no se ha traducido en un incremento homogéneo en los recursos entre las diferentes familias.

La relevancia del presente estudio radica en dos dimensiones claramente definidas. En lo concerniente a la dimensión de política, creemos que es necesario entender y cuantificar los factores que explican las diferencias encontradas en la demanda por educación superior de distintas familias, así como también las diferencias encontradas en su dinámica a lo largo de la fase expansiva del ciclo. Todo esto, tomando en cuenta que esta dinámica exhibe un potencial sesgo antipobre y que el nivel de instrucción en cuestión representa un importante mecanismo de movilidad social en el país.

En lo concerniente a la dimensión de investigación, no se han encontrado estudios que analicen los efectos del crecimiento económico sobre la demanda por educación superior en el Perú. En este sentido, un estudio de esta naturaleza resulta oportuno. Más aun, y si bien la literatura empírica reporta una relación positiva entre el crecimiento económico y la demanda por educación<sup>6</sup>, no es fácil encontrar estudios donde se exploren las razones que explicarían una dinámica distinta en dicha demanda entre hogares de diferente nivel socioeconómico.

Al respecto, Carneiro y Heckman (2002) sugieren que la matrícula postsecundaria puede verse afectada por dos tipos de restricciones: (i) restricciones crediticias de corto plazo (que impiden que el hogar pueda encontrar financiamiento para la inversión en educación superior); y (ii) restricciones de largo plazo, que afectan la calidad de la educación básica recibida y determinan las habilidades cognitivas y no cognitivas de la persona (lo que, en última instancia, afecta el retorno esperado de la inversión en educación superior). En la medida en que el ingreso corriente del hogar está correlacionado con ambos tipos de restricciones, no es fácil discernir cuál de las dos es más importante. Luego de controlar el aspecto de las habilidades cognitivas de los jóvenes, los autores no encuentran evidencia de que el ingreso corriente tenga un aporte significativo para explicar las diferencias encontradas en las tasas de matrícula de hogares de distintos niveles socioeconómicos en Estados Unidos. A la luz de esta evidencia, los autores sugieren que las restricciones de largo plazo constituyen el principal determinante de la correlación que se observa entre la matrícula postsecundaria y el ingreso del hogar en Estados Unidos. Si bien las limitaciones de información no nos permitirán controlar directamente las habilidades cognitivas de las personas, creemos conveniente hacer referencia a estas

---

6. Véase, por ejemplo, Glewwe y Jacoby (1998 y 2004).

hipótesis en la medida en que nos permitirán enriquecer la interpretación de los resultados de nuestro análisis.

El resto del documento está organizado como sigue. En la sección 2 se revisan los principales hechos estilizados de las variables asociadas a nuestra hipótesis de trabajo y se ensaya una exploración más fina de los cambios registrados en la tasa de asistencia a la educación superior. La sección 3, por su parte, desarrolla nuestro marco analítico a partir de lo sugerido por la literatura relevante y propone un modelo teórico sencillo para formalizar los efectos reseñados líneas arriba. En la sección 4 se desarrolla el modelo empírico y se cuantifican los efectos relacionados con las variables que explican la demanda por educación superior. La sección 5, por último, resume nuestras principales conclusiones y sus implicancias de política, sugiere además posibles extensiones para futuras investigaciones.

## **2. GASTO PER CÁPITA, SALARIOS Y DEMANDA POR EDUCACIÓN SUPERIOR EN EL PERÚ: LOS HECHOS ESTILIZADOS**

Tal como se mencionó en la sección introductoria, es posible diferenciar dos efectos al momento de evaluar el impacto de la fase expansiva del ciclo económico sobre la demanda por educación superior. El primero constituye un aumento de los recursos disponibles de las familias. Esto, en presencia de restricciones crediticias, origina que más hogares puedan acceder a la educación superior en la medida en que disponen del ingreso necesario para hacer frente tanto a los costos directos (matrícula, materiales) como de oportunidad asociados a la decisión de estudiar. El segundo efecto, por su parte, tiene que ver con los retornos a la educación y este puede terminar siendo positivo, negativo e incluso nulo, dependiendo de cómo cambia la ratio entre el salario para la mano de obra calificada y no calificada.

En las secciones que siguen se hará un esfuerzo por formalizar la relación existente entre estas variables a través de un modelo teórico sencillo y el planteamiento y estimación de su contraparte empírica. No obstante, creemos importante realizar primero una exploración preliminar de los datos que sirva para completar la motivación y guiar nuestros próximos pasos. En este sentido, la presente sección analiza las variaciones experimentadas por el gasto per cápita de las familias, la brecha entre el salario para la mano de obra calificada y no calificada y la tasa de asistencia a la educación superior para el periodo comprendido entre el 2004 y el 2006<sup>7</sup>.

---

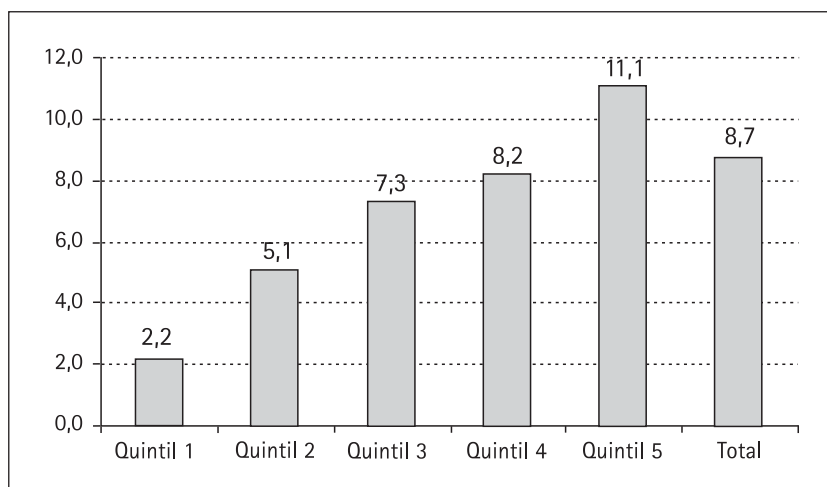
7. Hubiésemos preferido trabajar con las encuestas de hogares hasta el 2008, no obstante, la estructura de panel solo está disponible hasta el 2006. Esta sección hace uso de las bases de datos hasta el 2006 para guardar consistencia con el análisis estadístico más formal propuesto en la sección 4.

### 2.1. Gasto per cápita y prima de salarios

Una revisión del gasto per cápita de las familias confirma el impacto positivo que el crecimiento económico generó sobre su riqueza entre el 2004 y el 2006. En promedio, este gasto aumentó en 8,7%. No obstante, y tal como se aprecia en el gráfico 1, los beneficios del crecimiento económico no fueron los mismos entre los distintos grupos de gasto. En particular, los hogares situados en el 20% más pobre experimentaron un crecimiento de 2,2%, casi nueve puntos porcentuales por debajo de la expansión reportada en el gasto per cápita del 20% más rico de la población.

#### Gráfico 1

Variación del gasto per cápita del hogar, 2004-2006 (en porcentajes)



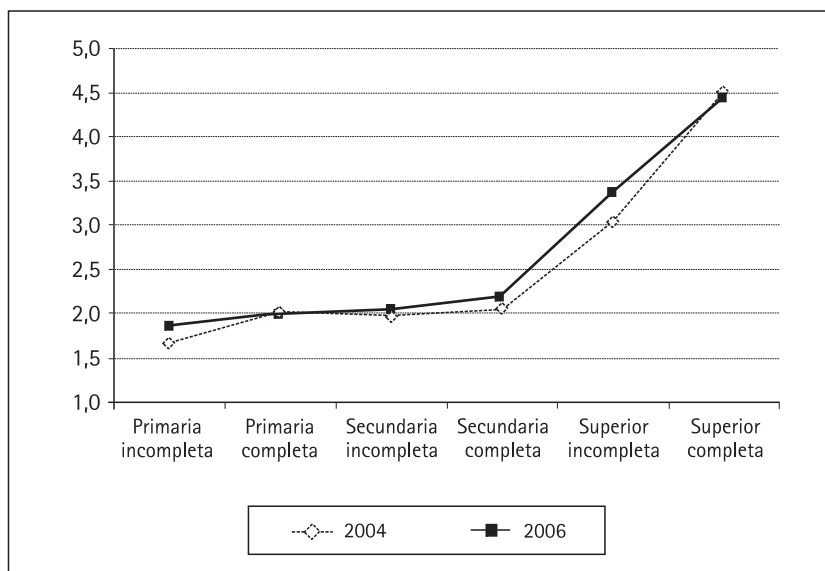
Fuente: INEI 2004 y 2006.

Elaboración: propia.

Por otro lado, una comparación entre las remuneraciones reales promedio de los niveles de instrucción secundaria y superior para las cohortes de jóvenes más cercanas a la decisión de emprender la educación superior e insertarse en el mercado laboral (diecisiete a veintidós años y veintitrés a veintiocho años, respectivamente) revela que la prima de salarios para la instrucción superior completa experimentó una caída de cerca de 8% entre el 2004 y el 2006. En particular, el salario promedio que un joven de diecisiete a veintidós años hubiera percibido de contar solo con educación secundaria se incrementó en 6,7%, mientras que aquel que hubiera recibido al momento de graduarse de la instrucción superior (entre los veintitrés y veintiocho años) experimentó una leve caída de 1,6% (ver el gráfico 2).

**Gráfico 2**

**Salario promedio por hora reportado según nivel educativo alcanzado, 2004–2006**  
(en nuevos soles, Lima, 2004)\*

**Nota**

\* Los salarios corresponden al ingreso neto anual reportado por cada individuo dividido entre el número de horas promedio trabajadas al año, según nivel educativo máximo alcanzado y cohorte. Se considera a aquellas personas que trabajan de 35 a más horas por semana. Para el nivel de secundaria completa (o menos) se consideró a la cohorte de diecisiete a veintidós años, para superior incompleta y completa se consideró a la cohorte de veintitrés a veintiocho años.

Fuente: INEI 2004 y 2006.

Elaboración: propia.

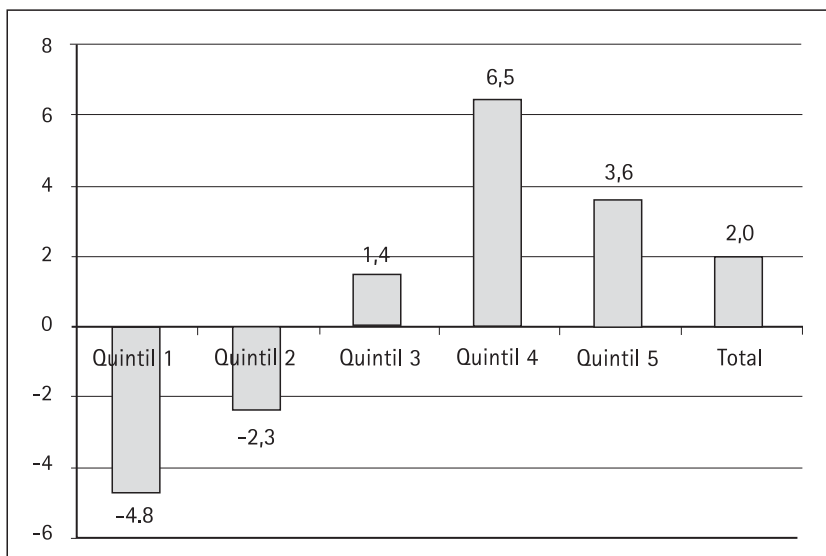
**2.2. Tasa de asistencia a la educación superior**

Para fines de nuestro análisis, la tasa de asistencia corresponde a la proporción de jóvenes que asisten a una universidad o instituto técnico superior respecto al total que reporta haber alcanzado la educación secundaria completa o la superior incompleta como nivel máximo de instrucción. Cabe mencionar que se utilizó el rango de edades de diecisiete a veintidós años porque el límite inferior corresponde a la edad normativa en la cual se inician los estudios superiores. El límite superior, por su parte, nos permite cierta holgura respecto a la edad en que la tasa de asistencia alcanza su valor máximo (veinte años) sin que esto implique trabajar con un rango demasiado amplio<sup>8</sup>.

8. Las implicancias de trabajar con un rango de edades muy amplio son discutidas más adelante.



**Gráfico 3**  
**Variación de la tasa de asistencia a la educación superior, 2004-2006**  
 (en puntos porcentuales)\*



**Nota**

\* Se considera a los jóvenes de 17 a 22 años con secundaria completa.

Fuente: INEI 2004 y 2006.

Elaboración: propia.

Como se muestra en el gráfico 3, entre el año 2004 y el 2006 se dio un incremento promedio de dos puntos porcentuales en la tasa de asistencia a la educación superior entre los jóvenes de diecisiete a veintidós años con educación secundaria completa. Si tomamos en cuenta la evolución de la prima de salarios promedio reportada en el acápite anterior, esto podría sugerir el predominio del efecto de una mayor dotación de recursos sobre aquel asociado a los retornos. No obstante, y tal como fue adelantado en la sección introductoria, un análisis por grupo de gasto revela que el crecimiento se ha concentrado en los quintiles intermedios: el cambio en la tasa de asistencia a la educación superior muestra una evolución en forma de U invertida, si la medimos con respecto al nivel de gasto del hogar.

En el gráfico 3 se muestra también un potencial efecto negativo sobre la demanda por educación superior en los primeros quintiles de la distribución del gasto. En principio, este resultado podría ser explicado si combinamos la presión negativa asociada a la caída en el retorno con el hecho de que, por el lado del gasto, los hogares más pobres son los que menos incentivos tuvieron para expandir su demanda por educación superior. Para el resto de la U

invertida, sin embargo, parece ser necesario apelar a la existencia de una sensibilidad distinta entre hogares frente a cambios en la dotación de recursos y/o en el retorno a la educación.

Antes de formalizar la relación entre las principales variables del análisis a partir de un modelo teórico, creemos conveniente profundizar nuestro análisis de la tasa de asistencia en, por lo menos, dos aspectos. En primer lugar, es necesario destacar que la variación a través de los años en la tasa de asistencia a la educación superior de individuos de un grupo de edad relativamente amplio puede ser causada por dos fenómenos: (i) un cambio en el perfil de escolaridad de las familias producido, por ejemplo, por un cambio en las condiciones en que viven (como los cambios en la dotación de recursos o los retornos a la educación aquí analizados); y/o (ii) un movimiento a lo largo de un mismo perfil de escolaridad producido por el hecho de que la edad promedio está cambiando y, con esto, las decisiones de matrícula de los agentes.

En ese sentido, y con el fin de contar con más evidencia a favor del primer tipo de efecto, se realizó un análisis de la tasa de asistencia por grupos de gasto y rangos de edades: de diecisiete a veinte años y de diecinueve a veintidós años, tanto para el año 2004 como para el 2006. Así, cualquier individuo que haya pertenecido al primer grupo en el año 2004 se encontrará en el segundo grupo en el 2006<sup>9</sup>.

Con esto, si nos concentramos en la diferencia entre la tasa de asistencia reportada por ambos grupos para un mismo año, estaremos aproximando mejor el cambio o movimiento a lo largo de un mismo perfil de escolaridad: se tratará del mismo set de circunstancias o condiciones y lo que estará cambiando entre ambos será solo la edad promedio del grupo. En términos del gráfico 4, esto implica comparar las barras gris oscuro y gris claro para un mismo año. Al hacer esto, encontramos que los jóvenes de diecinueve a veintidós años exhiben una mayor tasa de asistencia a la educación superior con respecto del grupo de diecisiete a veinte años. Este resultado era esperable en la medida en que conforme la edad promedio del grupo avanza, sus miembros han tenido más oportunidades para prepararse y/o obtener suficientes recursos para intentar el ingreso (aunque con algo de atraso) a la educación superior. En el 2004, por ejemplo, se observa que el grupo de diecinueve a veintidós años presentó una asistencia a la educación superior cuatro puntos porcentuales mayor que el rango de menor edad; mientras que para el 2006 la diferencia es de tres puntos, siempre a favor del grupo de mayor edad.

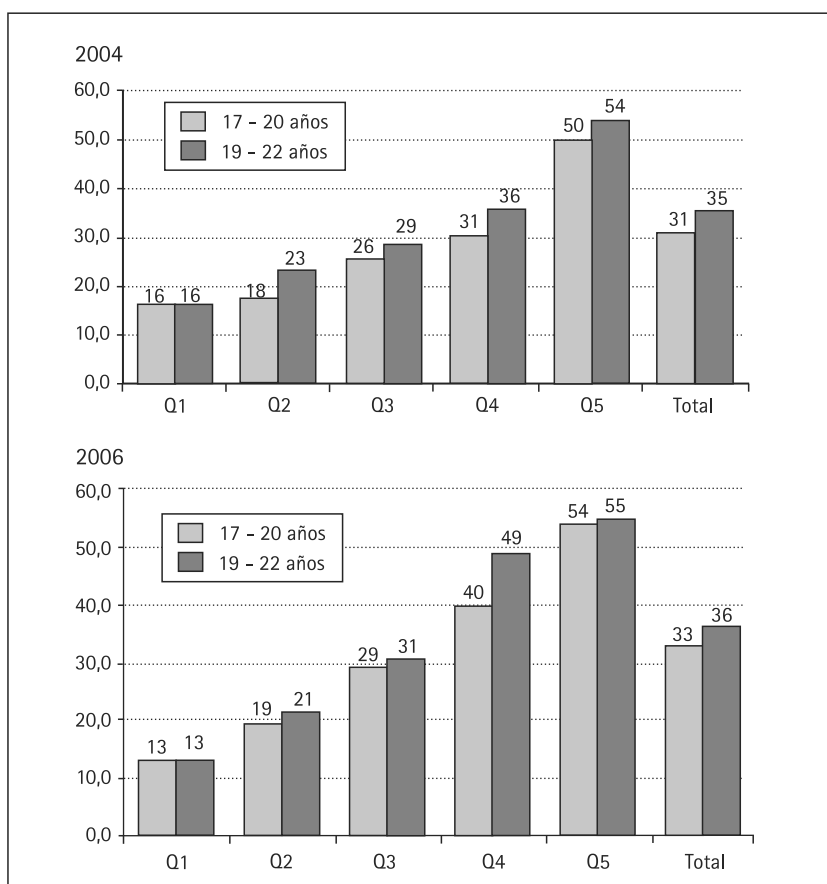
---

9. Una manera de «limpiar» el efecto de los movimientos a lo largo de un mismo perfil de escolaridad pasa por trabajar con grupos que no se traslapen. Esto no es posible en nuestro caso debido a que no se cuenta con una serie de tiempo más larga y no resultaría conveniente acotar demasiado el grupo de edad. Para el rango de edad propuesto (diecisiete a veintidós años), tenemos un grupo traslapado entre los diecisiete y veinte años; esto es, se trata de individuos que se encuentran presentes en ambos momentos del tiempo solo que con una edad dos años mayor.

El efecto reseñado en el párrafo anterior no es, sin embargo, lo que este estudio busca explicar. De hecho, nuestro énfasis recae en entender qué está detrás del cambio en el perfil de escolaridad de las familias. Esto implica analizar al mismo grupo en dos períodos de tiempo distintos y, en términos del gráfico 4, pasa por comparar las barras del mismo color entre los dos años considerados. Al respecto, este análisis más detallado confirma que el cambio en el perfil de escolaridad entre los años 2004 y 2006 es consistente con un incremento general en la tasa de asistencia (de alrededor de dos puntos porcentuales) y con una U invertida para la dinámica según grupo de gasto.

#### Gráfico 4

Tasa de asistencia a la educación superior por rango de edad, 2004-2006 (en porcentajes)



Fuente: INEI 2004 y 2006.

Elaboración: propia.

El segundo aspecto que nos interesa resaltar respecto a la evolución de la tasa de asistencia tiene que ver con lo dicho en el párrafo anterior (que nuestro interés recae en explicar el cambio de comportamiento de un mismo grupo a través del tiempo) y con el hecho de considerar que, al interior de cada quintil de gasto, las decisiones son tomadas por agentes individuales. En el análisis por grupo de gasto, por lo mismo, es necesario tomar en cuenta que una de las variables que influye sobre el fenómeno bajo análisis (a saber, el gasto per cápita del hogar) también influye sobre la pertenencia a determinado quintil. Esto implica que, junto con la decisión de asistir a la educación superior, también puede haber cambiado la composición de los grupos de gasto.

Una manera de controlar este «efecto composición» es manteniendo constante (en el 2004, por ejemplo) el quintil de pertenencia de cada hogar. Así, estaríamos hablando (con certeza) sobre lo que ocurrió con la decisión de los hogares que conformaban el 20% más pobre del Perú en el año de partida<sup>10</sup>. Al respecto, y si trabajamos con el panel de hogares de la ENAHO para conocer el grupo de gasto de partida y seguir al mismo hogar durante el período considerado<sup>11</sup>, notaremos aun que el crecimiento se ha concentrado en los quintiles intermedios. No creemos conveniente, sin embargo, ahondar demasiado en estos resultados debido a que el uso de una base de datos con estructura de panel implica perder representatividad a nivel de grupos de gasto.

### **3. UN MODELO TEÓRICO SENCILLO PARA EXPLICAR LA DEMANDA POR EDUCACIÓN SUPERIOR**

Glewwe y Jacoby (2004) muestran dos enfoques interesantes sobre la base de la teoría del capital humano que pueden ser utilizados como punto de partida para analizar la influencia del crecimiento económico sobre la demanda por educación. Por un lado, el «enfoque de retornos» privilegia el rol que tiene el mayor consumo al que es capaz de acceder el hogar respecto al consumo al que renuncia por tomar la decisión de educarse. En este sentido, incluso las familias más pobres estarían dispuestas a invertir más en la educación de sus hijos siempre que los retornos sobre tal inversión sean lo suficientemente altos.

---

10. Producto de la expansión de las posibilidades de consumo, algunos de estos hogares pueden haber dejado de pertenecer al primer quintil de gasto. Conforme el número de estos hogares sea mayor, mayor será el cambio atribuible al «efecto composición».

11. Cabe precisar que las estadísticas reportadas en el gráfico 3 corresponden a las tasas de asistencia por grupo de gasto utilizando toda la información de corte transversal de cada encuesta de hogares.

Por su parte, el «enfoque de restricciones» señala que es la falta de acceso al crédito la que limita la demanda por educación, dado que las familias se ven forzadas a recurrir a recursos propios para financiarse. En este sentido, y a pesar de que la educación superior puede exhibir un retorno considerable, las familias no pueden acceder a ella debido a que no cuentan con los recursos necesarios y, a la vez, no existen mecanismos de financiamiento para este tipo de inversión<sup>12</sup>. Al respecto, y considerando las características propias de nuestro país, Jacoby (1994) encuentra evidencia a favor de la influencia negativa de las restricciones de crédito en las familias más pobres sobre la asistencia a la educación primaria de sus hijos. Si revisamos la sección de hechos estilizados y recordamos los altos retornos asociados a la educación superior, notaremos que este parece ser también el caso para este nivel educativo.

Basado en lo anterior, se decidió construir un modelo teórico que permita formalizar el rol que juegan la dotación inicial de recursos de cada familia y el retorno a la educación sobre la decisión de matricularse en la educación superior, tanto bajo un entorno de restricciones al crédito como de acceso a mecanismos de financiamiento. Para ello, se partió de la teoría del capital humano (Becker 1975). Según esta, debido a que la educación requiere un tiempo para ser completada y que sus beneficios se materializan a lo largo de un periodo considerable, el valor de los recursos utilizados en la misma puede ser estimado como una inversión. De este modo, los incrementos en la capacidad para generar ingresos derivados de la educación pueden ser vistos como los retornos de la misma.

Lo anterior debe ser trabajado tomando en cuenta que las principales implicancias del modelo teórico deben poder ser luego contrastadas a través de la modelación empírica. Por lo mismo, partamos de la existencia de una variable no observable  $y_i^*$  que representa la utilidad neta que el  $i$ -ésimo agente deriva de la decisión de estudiar. Con ello, es posible afirmar que el agente en cuestión decidirá estudiar siempre y cuando esta utilidad sea mayor o igual a determinado umbral, el cual puede ser igualado a cero sin perder generalidad. Así, y en la medida en que  $y_i^* \geq 0$ , el agente tomará la decisión de estudiar y la contraparte observable de esta decisión será que se encuentra matriculado en la educación superior.

### 3.1. Análisis y resultados con racionamiento del mercado de crédito

Definamos ahora las preferencias, restricciones y períodos de decisión del agente. Al respecto, supongamos que la utilidad total viene dada por el flujo descontado (a una

---

12. La existencia de un retorno considerable y la ausencia de mecanismos de financiamiento puede parecer, en principio, algo contradictorio. No obstante, es común que no exista una solución de mercado para el financiamiento de la educación superior debido a la existencia de fuertes asimetrías de información respecto al retorno asociado a cada agente particular.

tasa  $\beta$ ) de utilidades derivadas del consumo en dos periodos, el cual no puede ser negativo. Como es usual, cada unidad adicional de consumo reporta mayor utilidad, pero esta contribución es decreciente. Adicionalmente, supongamos que el agente se encuentra racionado del mercado de crédito, de modo que el consumo en cada periodo es igual al ingreso corriente. Formalmente:

$$\begin{aligned} V_i &= U(C_{1i}) + \beta U(C_{2i}) & (1) \\ U'(C_t) &> 0; U''(C_t) < 0 \\ C_{1i} &= Y_{1i} \geq 0 \\ C_{2i} &= Y_{2i} \geq 0 \end{aligned}$$

Si bien el agente se encuentra racionado del crédito, sí tiene la capacidad de transferir consumo de un periodo a otro a través del estudio. Esto debido a que la decisión de estudiar le permite renunciar a una cantidad de consumo determinada en el primer periodo (porque debe incurrir en costos de matrícula y, además, dejar de trabajar) a cambio de un nivel de consumo mayor el siguiente (trabajando con un nivel de calificación mayor y, por tanto, con un salario mayor). Si denotamos como  $Y_{1i}^E$  y  $Y_{2i}^T$  a los ingresos corrientes asociados a las decisiones de estudiar y trabajar, respectivamente, podemos resumir lo anterior de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} Y_{1i}^E &= w_{0i} - m; \quad Y_{2i}^E = w_2 & (2) \\ Y_{1i}^T &= w_{0i} + w_1; \quad Y_{2i}^T = w_1 \end{aligned}$$

Donde  $w_{0i}$  denota la dotación inicial del  $i$ -ésimo agente,  $m$  se refiere a los costos de matrícula asociados a la decisión de educarse y  $w_1$  y  $w_2$  representan los salarios reales para la mano de obra no calificada y calificada, respectivamente. Así, la decisión de estudiar implica renunciar a  $w_1 + m$  unidades de consumo en el primer periodo a cambio de  $w_2 - w_1$  unidades adicionales de consumo en el segundo periodo. Por lo mismo, el agente decidirá estudiar en la medida en que el valor presente del diferencial de utilidad generado por las unidades de consumo a recibir mañana sea mayor o igual al diferencial de utilidad por las unidades de consumo perdidas en el presente.

Si denotamos la utilidad total asociada a las decisiones de estudiar y trabajar como  $V_i^E$  y  $V_i^T$ , respectivamente, tenemos que el  $i$ -ésimo agente decidirá estudiar siempre y cuando  $y_i^* = V_i^E - V_i^T \geq 0$ . Al desarrollar las expresiones asociadas a la utilidad total derivada de cada decisión tenemos que:

$$\begin{aligned}
 U(w_{0i} - m) + \beta U(w_2) &\geq U(w_{0i} - w_1) + \beta U(w_1) & (3) \\
 \beta[U(w_2) - U(w_1)] &\geq U(w_{0i} + w_1) - U(w_{0i} - m) \\
 1 &\geq \frac{U(w_{0i} + w_1) - U(w_{0i} - m)}{\beta[U(w_2) - U(w_1)]}
 \end{aligned}$$

Si recordamos que  $\beta$  denota la tasa de descuento intertemporal, notaremos que la expresión dada en (3) resume lo dicho líneas arriba respecto a la condición que deben satisfacer los diferenciales de utilidad para que el agente decida estudiar. Asimismo, (3) nos indica los efectos que tienen los cambios en los salarios y la dotación sobre dicha decisión. Al respecto, la prima de salarios viene dada por  $w_2 / w_1$  e incrementos en dicha prima pueden ser causados tanto por un aumento en el salario real para la mano de obra calificada como por una caída en su contraparte para la mano de obra no calificada. En el primer caso, y dado que la utilidad marginal es positiva ( $U'(C_i) > 0$ ) es claro que un incremento en  $w_2$  provocará una caída en la ratio de diferenciales de utilidad y hará más factible que se cumpla la desigualdad indicada en (3). Dicho de otra forma, si suponemos la existencia de un buen número de agentes con dotaciones distintas, un incremento en  $w_2$  hará que la desigualdad se verifique para más de ellos y, por lo mismo, tomarán la decisión de estudiar.

Una caída en el salario para la mano de obra no calificada ( $w_1$ ), por su parte, tendrá un efecto similar en la medida en que también provocará una disminución en la ratio de diferenciales de utilidad (de hecho, una caída en  $w_1$  provocará una caída en el numerador y un incremento en el denominador).

Los cambios en la dotación ( $w_{0i}$ ) tienen dos efectos asociados. El primero tiene que ver con la condición de no negatividad dada para el consumo, la que implica que el agente no podrá tomar la decisión de estudiar si es que  $m > w_{0i}$ , es decir, si es que los costos de matrícula superan su dotación inicial de recursos. Por lo mismo, y para un mismo retorno o prima de salarios, incrementos en  $w_{0i}$  pueden venir acompañados de una mayor matrícula en la medida en que más agentes tienen los recursos para iniciar la inversión.

El segundo efecto tiene más que ver con el «querer» que con el «poder» y depende nuevamente de la desigualdad mostrada en (3) y de las propiedades de la función de utilidad. Debido a que todos los parámetros y variables considerados son positivos (así como también la utilidad marginal), es claro que  $U(w_{0i} + w_1) > U(w_{0i} - m)$ . Si a esto añadimos que la utilidad marginal es decreciente ( $U''(C_i) < 0$ ), notaremos que ante un incremento en  $w_{0i}$  el

término  $U(w_{0i} - m)$  registrará un aumento mayor que  $U(w_{0i} + w_1)$ . En suma, en la medida en que la utilidad marginal sea positiva y decreciente, incrementos en la dotación conducirán a una caída en la ratio de utilidades y, con esto, a un incremento en la matrícula. Intuitivamente, en la medida en que los agentes prefieran suavizar su consumo, un incremento en la dotación inicial hará más atractiva la decisión de estudiar como mecanismo para transferir parte de esta expansión en el consumo presente al futuro. Esto, claro está, en ausencia de otros mecanismos de ahorro.

El lector habrá notado ya que los efectos discutidos líneas arriba se encuentran estrechamente vinculados con los enfoques de retornos y restricciones reseñados al inicio de esta parte. En particular, privilegiar el enfoque de retornos implica asumir una dotación inicial lo suficientemente alta como para satisfacer la condición de no negatividad del consumo y concentrarse en los efectos de la prima de salarios sobre la demanda por educación. Por otro lado, privilegiar el enfoque de restricciones implica asumir una prima lo suficientemente alta como para que la decisión de estudiar sea atractiva para la mayoría, pero también suponer que una parte importante de esta mayoría no cuenta con una dotación inicial tal que le permita hacer frente a los costos de matrícula.

Nuestro análisis insume ambos enfoques. Por un lado, el incremento en los recursos del hogar debe haber venido acompañado de un aumento en la proporción de agentes que «pueden» acceder a la educación superior. No obstante, si para un grupo importante de hogares esta expansión en dotaciones no es lo suficientemente grande y la fase expansiva del ciclo viene acompañada por una caída en la prima de salarios, el aumento en la proporción de los que «pueden» vendrá acompañada de una caída en la proporción de los que «quieren», lo que podría conducir a una disminución en las ratios de matrícula.

### 3.2. Análisis y resultados con acceso al crédito

Hasta el momento hemos mantenido el supuesto de racionamiento del mercado crediticio por parte del agente. Sin embargo, conviene evaluar también una situación con acceso al mercado de crédito debido a que esto puede ser una fuente importante de heterogeneidad al momento de analizar la demanda por educación en distintos grupos de gasto.

La inclusión del mercado crediticio implica una ampliación de las posibilidades de elección del agente o, en otras palabras, flexibiliza las restricciones que enfrenta el mismo. La elección deja de ser entre dos canastas<sup>13</sup> de consumo equivalentes a los ingresos de cada período  $[(w_{0i} - m; w_2)$  si estudia y  $(w_0 + w_1; w_1)$  si no lo hace] y pasa a ser una elección entre

---

13. Al mencionar canastas de consumo se hace referencia a un par ordenado para  $C_1$  y  $C_2$ .



la canasta óptima alcanzable con los ingresos proporcionados por estudiar y aquella asociada a los ingresos sin hacerlo.

En un mercado crediticio perfecto existirá una única tasa de interés ( $r$ ) para el ahorro y el crédito, por lo que un agente con ingresos ( $Y_1; Y_2$ ) enfrentará las siguientes restricciones:

$$\begin{aligned} Y_1 &= C_1 + x \\ Y_2 + x(1+r) &= C_2 \end{aligned} \quad (4)$$

Donde  $x$  representa el monto ahorrado (si  $x > 0$ ) o del préstamo (si  $x \leq 0$ ). Estas restricciones se pueden resumir en la siguiente restricción presupuestaria que indica una igualdad entre el valor presente de los ingresos y del consumo. Es decir, si el agente se endeuda en el primer periodo realizará el repago del total más intereses el siguiente periodo y si ahorra recibirá el capital y los intereses.

$$C_1 + \frac{C_2}{(1+r)} = Y_1 + \frac{Y_2}{(1+r)} \quad (5)$$

Como se puede apreciar en (5), la pendiente de la recta presupuestaria (recuérdese que las variables de decisión son  $C_1$  y  $C_2$ ) es constante y se encuentra determinada por las condiciones del mercado, en particular, por la tasa de interés. Por lo mismo, la decisión del individuo respecto al estudio no tiene repercusión sobre la pendiente de la recta presupuestaria, pero sí sobre el conjunto de canastas alcanzable. Esto, a su vez, implica que la decisión de asistir o no a educación superior será independiente de la función de utilidad y de la tasa de descuento intertemporal de los agentes y se centrará solo en elegir la opción que brinde el mayor valor presente de los ingresos. Por tanto, y en términos de los ingresos ya definidos, el  $i$ -ésimo agente preferirá estudiar si y solo si:

$$Y_{1i}^E + \frac{Y_{2i}^E}{(1+r)} \geq Y_{1i}^T + \frac{Y_{2i}^T}{(1+r)} \quad (6)$$

$$w_{0i} - m + \frac{w_2}{(1+r)} \geq w_{0i} + w_1 + \frac{w_1}{(1+r)}$$

Lo cual se puede reordenar como:

$$\frac{w_2 - w_1}{w_1 + m} \geq 1 + r \quad (7)$$

Esto significa que decidirá estudiar si y solo si la rentabilidad de hacerlo (lado izquierdo de la ecuación) es mayor o igual a la rentabilidad de mercado. Nótese que la decisión es ahora independiente de la dotación inicial  $w_{0i}$ . Incluso, la decisión de estudiar ya no está condicionada a que  $w_{0i} \geq m$ . Intuitivamente, el agente decidirá llevar consumo al futuro con la opción más rentable. Si la opción más rentable es el estudio, entonces utilizará este mecanismo sin importar si su dotación inicial es suficiente para costear la matrícula, ya que ahora puede endeudarse en el mercado crediticio para costear la educación. Por otro lado, el factor de descuento intertemporal ( $\beta$ ) tampoco tiene ninguna relevancia para la decisión de estudiar debido a que esta ya no implica comparar la utilidad de distintas canastas de consumo<sup>14</sup>.

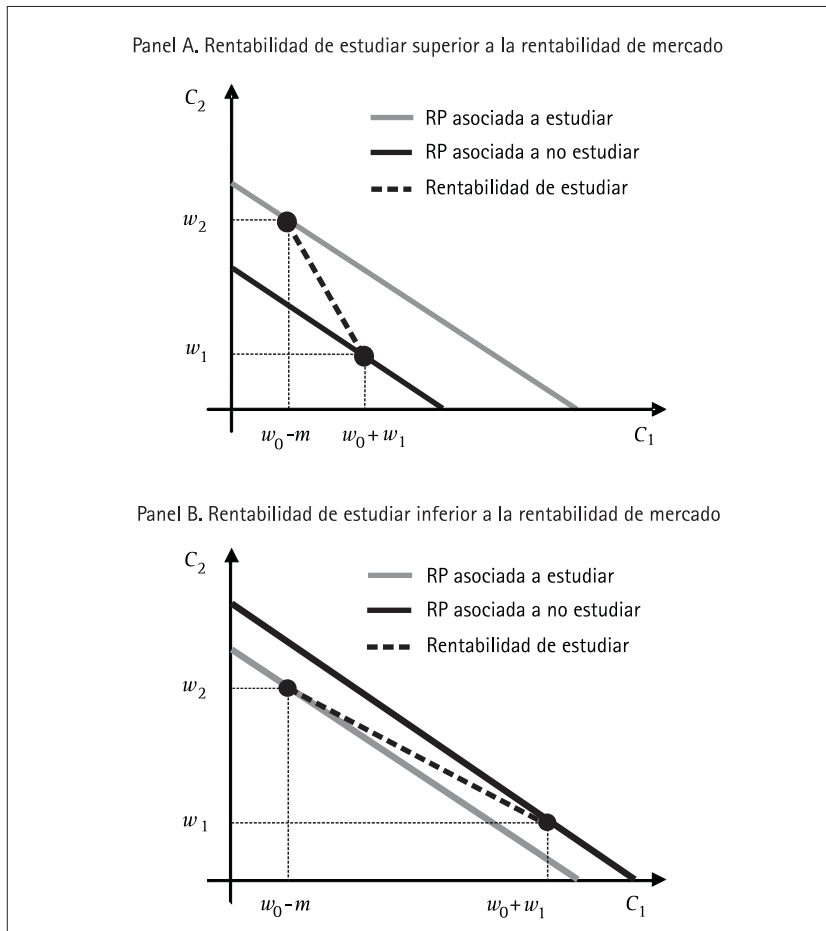
Para ilustrar lo anterior, en el gráfico 5 se muestra tanto la situación en la cual el retorno al estudio es superior al del mercado financiero como aquella donde se verifica lo contrario. El panel A muestra lo primero, es decir, una situación donde se cumple estrictamente la desigualdad dada en (7). Partamos precisando que el valor presente de los ingresos asociados a la decisión de estudiar es mayor al valor presente de los ingresos asociados a la decisión de no hacerlo. Por lo mismo, la recta presupuestaria (RP) de la decisión de estudiar se encuentra desplazada hacia la derecha respecto a la de su contraparte. Ambas, sin embargo, retienen la misma pendiente dada por  $-(1 + r)$ .

Tal como se indicó líneas arriba, esto es suficiente para concluir que el agente decidirá estudiar, ya que –al margen de sus preferencias (y siempre y cuando el consumo de ambos períodos sea «bienes»)– la recta presupuestaria asociada a esta decisión siempre le permitirá acceder a un nivel de utilidad más alto (esta restricción presupuestaria permitirá alcanzar todas las canastas obtenibles con la otra y más). Solo para confirmar la desigualdad dada en (7), nótese en el panel A del gráfico 5 que el retorno de estudiar viene dado por la pendiente de la recta punteada<sup>15</sup> y esta es, claramente, mayor (en valor absoluto) a la pendiente de las RP. La lectura es la misma, aunque en sentido contrario, para lo mostrado en el panel B.

14. En el caso de que se admita la presencia de un intermediario financiero que genere una brecha entre la tasa activa y la pasiva, el factor de descuento intertemporal puede adquirir relevancia nuevamente.

15. A manera de referencia, esta recta conecta las canastas de consumo que se pueden alcanzar bajo ambos escenarios si es que se decide no recurrir al mercado de crédito. Nótese que la pendiente de la línea punteada es igual a:  $(w_2 - w_1) / (w_0 + w_1 - (w_0 - m)) = (w_2 - w_1) / (w_1 + m)$ . La decisión de recurrir o no al mercado de crédito dependerá, en última instancia, de las preferencias del agente. Si asumimos preferencias logarítmicas, es posible demostrar que la posibilidad de que el agente ahorre depende positivamente del factor de descuento, la tasa de interés ofrecida por el mercado y la dotación inicial de recursos y negativamente de la remuneración esperada en el segundo período.

**Gráfico 5**  
**Rectas presupuestarias (RP) y rentabilidad asociada a la decisión de estudiar**



Elaboración: propia.

Recapitulando, nuestro modelo teórico exhibe varias implicancias importantes que intentaremos verificar empíricamente en la sección siguiente y que guardan estrecha relación con los objetivos del análisis. En primer lugar (y de acuerdo con lo discutido en la motivación del trabajo), en presencia de restricciones al crédito: (i) una expansión en la dotación de recursos de los hogares afecta positivamente su demanda por educación superior; y (ii) incrementos en la prima de salarios entre la mano de obra calificada y no calificada también ejercen un impacto positivo sobre la decisión de estudiar. En segundo lugar, el acceso

al crédito: (i) conlleva que la dotación de recursos pierda relevancia, aunque la prima de salarios se mantiene como factor determinante de la decisión de estudiar; y (ii) muestra también un potencial efecto positivo sobre la decisión de estudiar si es que la educación exhibe un retorno lo suficientemente alto<sup>16</sup>.

#### 4. GASTO PER CÁPITA, SALARIOS Y DEMANDA POR EDUCACIÓN SUPERIOR EN EL PERÚ: UNA APROXIMACIÓN EMPÍRICA

El objetivo de esta sección es cuantificar el efecto que ejercen tanto la dotación de recursos de las familias como la prima de salarios sobre la tasa de asistencia a la educación superior en el Perú de jóvenes de diecisiete a veintidós años de edad. Al hacerlo, y de acuerdo con lo discutido hasta ahora, nos interesa evaluar si estos efectos varían según el nivel socioeconómico del hogar y sus posibilidades de acceso al crédito.

Para esto, partiremos del resultado del modelo con restricciones crediticias desarrollado en el acápite anterior: la utilidad neta de estudiar del  $i$ -ésimo individuo en el  $t$ -ésimo momento del tiempo ( $y_{it}^*$ ) depende positivamente de su dotación de recursos ( $Gpc_{it}$ ) y de la prima de salarios entre mano de obra calificada y no calificada ( $Prim_{it}$ ). Además, supondremos que esta utilidad neta es función de otras características socioeconómicas del individuo (resumidas en el vector  $x_{it}$ ) asumidas constantes en el modelo teórico<sup>17</sup> y de un término de error ( $\varepsilon_{it}$ ) que recoge elementos no observables y no sistemáticos. Así, la forma reducida de la utilidad neta puede representarse como sigue:

$$y_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 Gpc_{it} + \alpha_2 Prim_{it} + x_{it}' \beta + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Ahora bien, esta utilidad neta no es observable, pero sabemos que el individuo asistirá a la educación superior siempre y cuando sea mayor o igual a cero. Este resultado sí es observable. Por lo mismo, definiremos nuestra variable dependiente  $y_{it}$  como una variable binaria que adoptará el valor de 1 si el  $i$ -ésimo individuo asiste a la educación superior y de 0 de otro modo. Formalmente:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si asiste a la educación superior } (y_{it}^* \geq 0) \\ 0 & \text{de otro modo } (y_{it}^* < 0) \end{cases} \quad (9)$$

16. Nótese que basta que se cumpla la desigualdad dada en (7) para que todas aquellas familias que no podían estudiar por tener una dotación de recursos baja puedan y decidan hacerlo de contar con acceso al mercado de crédito.

17. Para validar las implicancias asociadas al acceso al crédito discutidas en el acápite anterior será necesario incluir alguna variable que refleje el acceso al mercado de crédito dentro del vector de características socioeconómicas.

Lo anterior implica que estaremos modelando la probabilidad de que un individuo con determinadas características asista a la educación superior, es decir, al momento de explicar la media de la variable dependiente condicionada a la data, estaremos modelando  $\Pr(y_{it} = 1)$ .

$$\begin{aligned}
 E[y_{it} | data] &= \Pr(y_{it} = 1) = \Pr(y_{it}^* \geq 0) & (10) \\
 \Pr(y_{it} = 1) &= \Pr(\alpha_0 + \alpha_1 Gpc_{it} + \alpha_2 Prim_{it} + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \geq 0) \\
 &= \Pr(\varepsilon_{it} \leq \alpha_0 + \alpha_1 Gpc_{it} + \alpha_2 Prim_{it} + x_{it}'\beta) \\
 &= F(\alpha_0 + \alpha_1 Gpc_{it} + \alpha_2 Prim_{it} + x_{it}'\beta)
 \end{aligned}$$

Donde  $F(\bullet)$  se refiere a la función de densidad acumulada (simétrica) supuesta para el término de error.

#### 4.1. Las variables y la data

Tal como se desprende de la discusión anterior, la base de datos a utilizar es a nivel de individuos (jóvenes entre diecisiete y veintidós años)<sup>18</sup>. Al respecto, un elemento que tiene importantes implicancias respecto de la estructura de esta base de datos tiene que ver con la introducción de una dimensión temporal. Esta dimensión juega un papel crucial debido a que permite capturar cambios en la decisión de los agentes producto de cambios en el entorno macro, cosa que es fundamental si lo que se busca es analizar el impacto que tiene la prima de salarios sobre la decisión de estudiar<sup>19</sup>.

Lo anterior implica la necesidad de observar al mismo individuo a través de los tres años considerados o, lo que es lo mismo, contar con una base de datos con estructura de panel para los años en cuestión (2004, 2005 y 2006). Por otro lado, dada la forma no lineal para la media condicional de la variable explicada [que se presenta en (10)], no es posible utilizar los típicos estimadores panel de «efectos fijos» o «efectos aleatorios», basados en la técnica de mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados generalizados, respectivamente.

18. El riesgo de esta especificación tiene que ver con la potencial correlación entre los errores de individuos pertenecientes a un mismo hogar (estos errores estarían recogiendo elementos no observables comunes). Una manera de mitigar este riesgo es trabajando a nivel de hogares. Desde el punto de vista teórico, esto podría haber sido modelado trabajando con la proporción de tiempo que el hogar dedica al estudio (una variable continua). Su contraparte empírica, por tanto, sería la proporción de jóvenes del hogar (en el rango de edad considerado) que asiste a la educación superior. Cabe destacar que esta alternativa fue evaluada pero tuvo que ser descartada debido a la poca variabilidad (entre hogares) que exhibe esta proporción.

19. En una base de datos de corte transversal se podría capturar el efecto de cambios en la dotación de hogares, pero la dispersión de la prima de salarios sería (prácticamente) nula.

Así, para hallar los coeficientes indicados en (10) se utilizó una base de datos con estructura de panel y se supuso una distribución logística para el término de error; es decir, se utilizó una modelación *panel-logit*<sup>20</sup>.

En lo que respecta a las variables principales, las dotaciones de cada individuo ( $Gpc_{it}$ ) fueron aproximadas a partir del gasto per cápita anual del hogar al que pertenecen<sup>21</sup>. La prima de salarios ( $Prim_{it}$ ), por su parte, fue construida como el cociente entre el salario esperado del individuo de contar con educación superior completa y el salario correspondiente de contar solo con educación secundaria completa.

Para esto, se utilizaron los resultados de tres ecuaciones *á la Mincer*<sup>22</sup> que explicasen los salarios por hora (de individuos que trabajan 35 horas semanales o más) para los años 2004, 2005 y 2006. A partir de cada ecuación, se predijo el salario que cada individuo percibiría dadas sus características y el promedio de años de educación de un joven con educación superior completa y secundaria completa. Así, se obtuvo, para cada individuo y cada año, dos salarios predichos que corresponden al calificado y al no calificado, respectivamente. Como se mencionó en la sección 2, con la intención de considerar a la cohorte de jóvenes más cercana a la decisión de insertarse al mercado laboral, el promedio de años de educación de un joven con educación superior completa se calculó para individuos de veintitrés a veintiocho años de edad.

- 
20. La principal ganancia de trabajar con una estructura de panel en este caso, por tanto, tiene que ver con el hecho de contar con variaciones en la prima de salarios. Nótese, sin embargo, que nuestro modelo *panel-logit* no es lo mismo que un *pool-logit*. En este último caso solo se agruparían los datos de los tres años considerados y la estimación sería como en un *logit*, solo que aplicada a una gran base de datos de corte transversal. Si bien esto permitiría observar mayor dispersión en variables de entorno, como la prima de salarios, el inconveniente es que habría correlación (a través del tiempo) entre los errores pertenecientes a una misma unidad de análisis. Por lo mismo, la técnica de estimación empleada en nuestro caso (a través del comando *xtgee* del STATA) sí toma en cuenta esta correlación y permite corregir los errores estándar. La forma funcional para explicar la media corresponde a la de un modelo *logit*:  $F(\bullet)$  en la ecuación (10) viene dado por  $\exp(\bullet) / [1 + \exp(\bullet)]$ .
21. Siguiendo a Glewwe y Jacoby (2004) decidimos aproximar el nivel de recursos del hogar a partir de su consumo. Tal como lo discuten estos autores, la medida apropiada de estos «recursos» depende del tipo de restricciones que enfrenta el hogar. Al respecto, el consumo tiene la propiedad de capturar las expectativas de ingreso futuro cuando el hogar no enfrenta restricciones al crédito y refleja el ingreso corriente cuando estas restricciones están presentes. Por otro lado, es posible argumentar que el gasto per cápita del hogar es un regresor endógeno en la medida en que se determina simultáneamente con la decisión de estudiar (las dos variables se ven afectadas contemporáneamente por un conjunto similar de no observables). Para minimizar el riesgo de estimados no consistentes también se trabajó con una versión instrumentalizada del gasto del hogar. Los resultados, sin embargo, no fueron estadísticamente distintos a los aquí reportados.
22. Estas ecuaciones son usualmente empleadas para cuantificar los retornos de la educación. En nuestro caso, fueron empleadas para predecir el salario de un individuo con un nivel de educación y experiencia dados en diferentes momentos del tiempo y dejando todos los demás determinantes del ingreso constantes. Véase Yamada (2007) para una referencia muy completa sobre el trabajo con este tipo de ecuaciones. Los resultados de las estimaciones empleadas están disponibles de parte de los autores.

Por último, y en lo que respecta a las variables de control (contenidas en el vector  $x_{it}$ ), se propuso: el nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar (como indicativo de la importancia dada a la acumulación de capital humano), la edad del individuo (para controlar por movimientos a lo largo de un mismo perfil de escolaridad) y un conjunto de variables dicotómicas. Estas últimas permiten identificar a aquellos jóvenes que: (i) culminaron la secundaria en un colegio público (para controlar por la calidad de la educación secundaria y sus posibles efectos sobre las expectativas de éxito del individuo en su tránsito por la educación superior); (ii) provienen de hogares ubicados en la zona rural (para controlar por factores de oferta); (iii) provienen de hogares donde el jefe de hogar o algún otro miembro ha recibido algún tipo de préstamo y/o cuentan con una vivienda propia de material noble (variable que intenta recoger la capacidad de acceso al mercado de crédito)<sup>23</sup>; y (iv) aquellos cuyo estado civil es soltero (para controlar por la potencial carga familiar del individuo).

Toda esta información fue capturada de las ENAHO 2004, 2005 y 2006, con las que fue posible construir un panel de 3.302 observaciones<sup>24</sup>.

#### 4.2. Los resultados

En el cuadro 1 se muestra el valor y significancia de todos los coeficientes estimados. Al respecto, tanto la significancia como signo de los coeficientes asociados al gasto per cápita como la asociada a la prima salarial confirman lo expresado en el modelo teórico bajo la presencia de restricciones crediticias: un incremento en cualquiera de estas dos variables implica una mayor probabilidad de asistir a la educación superior.

Un elemento adicional que vale la pena destacar es el efecto asociado a la variable acceso al crédito. Al respecto, nótese que la variable está presente en el modelo tanto de manera individual (con signo positivo) como en una interacción con la variable gasto per cápita (con signo negativo). Si bien el efecto preciso será discutido más adelante, esto nos adelanta evidencia a favor de dos resultados discutidos en la modelación teórica: (i) el acceso al crédito incrementa la probabilidad de asistencia a la educación superior (resultado consistente con el alto retorno asociado a este activo); y (ii) el acceso al crédito reduce el efecto que tiene la dotación de recursos del hogar sobre la decisión de estudiar (consistente con el hecho de que dicha decisión ya no se ve limitada por una insuficiente disponibilidad de recursos).

---

23. El hecho de que ninguno de los miembros del hogar haya recibido un préstamo no implica, necesariamente, que el hogar se encuentre racionado del mercado de crédito. Por lo mismo, esta variable se complementó con la tenencia de vivienda propia (de material noble) como indicador de la capacidad de ofrecer un colateral para un crédito de mediano a largo plazo.

24. Los módulos de la ENAHO empleados fueron los de características de la vivienda, características de los miembros del hogar, educación, empleo e ingresos, percepción del hogar y la sumaria. Se utilizó el factor de expansión del 2004 para un total de 447.249 observaciones expandidas a lo largo de tres años.

**Cuadro 1**  
**Asistencia a la educación superior. Regresores y coeficientes asociados**

Regresores	Coeficientes asociados*
Gasto per cápita**	0,55
Prima de salarios**	2,55
Máximo nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar	0,11
Edad	1,82
Edad <sup>2</sup>	-0,04
Secundaria completada en una escuela pública	-0,99
Vivienda en zona rural	-0,23
Acceso al crédito	4,32
(Gasto per cápita)(acceso al crédito)	-0,49
Estado civil del joven (soltero)	1,80
Intercepto	-27,11

**Notas**

\* Todos los coeficientes significativos al 5%.

\*\* Las variables gasto per cápita y prima de salarios fueron incluidas en la ecuación empírica utilizando logaritmos.

Es importante tomar en cuenta que, si bien los resultados anteriores nos indican la dirección (o signo) de los efectos de los determinantes propuestos, la naturaleza no lineal del modelo impide que los coeficientes puedan ser asociados directamente a las magnitudes de dichos efectos. Para conocer estas magnitudes es necesario tomar en cuenta la expresión dada en (10) y la función de densidad acumulada logística, además de diferenciar entre variables explicativas continuas y dicotómicas.

En el cuadro 2 se muestran los efectos impacto (en puntos porcentuales) sobre la probabilidad de asistir a la educación superior frente a cambios en el gasto per cápita del hogar, la prima de salarios y la disponibilidad de crédito. Frente a un incremento de 10% en el gasto per cápita, el agente promedio responde con un incremento de 1,33 puntos porcentuales en su probabilidad de asistencia a la educación superior. En la medida en que se trata de un agente promedio, esta probabilidad puede traducirse directamente como la proporción o tasa de asistencia dentro del grupo considerado. Frente a un incremento de 1%<sup>25</sup> en la prima de salario para la mano de obra calificada, la tasa de asistencia a la educación superior se incrementa en poco más de 0,6 puntos porcentuales. El acceso al crédito, por

25. Estos cambios de referencia fueron elegidos tomando en cuenta las magnitudes encontradas en la data.



su parte, contribuye con un incremento de cuatro puntos porcentuales sobre la probabilidad de asistencia a la educación superior de un individuo promedio.

## Cuadro 2

### Efectos impacto sobre la probabilidad de asistencia a la educación superior (en puntos porcentuales)

Variables	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5	Total
Gasto per cápita ( $\Delta = 10\%$ )	0,95	1,14	1,26	1,34	1,13	1,33
Prima de salarios ( $\Delta = 1\%$ )	0,44	0,53	0,59	0,63	0,57	0,63
Acceso al crédito	14,94	11,71	8,94	5,29	-3,26	4,14

Un elemento importante que vale la pena notar es que nuestro modelo es capaz de recoger efectos impacto diferenciados según el grupo de gasto considerado<sup>26</sup>. Esto se debe tanto a la introducción de interacciones como a la forma no lineal de la media condicional de la variable dependiente.

Al respecto, cabe destacar que el impacto del gasto del hogar en el quintil más rico es menor que en los dos quintiles anteriores. De acuerdo con las predicciones del modelo teórico, parte importante de este resultado se debe al efecto que tiene el acceso al crédito sobre el impacto de la dotación de recursos: el acceso al crédito reduce la sensibilidad de la demanda por educación a la disponibilidad de recursos en el hogar y el porcentaje de hogares que tiene acceso al crédito es mayor en el quintil más rico de la población. Para ilustrar mejor esto, si aislamos el efecto del acceso al crédito en un hogar promedio notaremos que este reduce la sensibilidad de la demanda por educación al gasto del hogar de 1,33 a solo poco más de 0,15 puntos porcentuales por cada 10% de aumento en el gasto. Por último, cabe también destacar el efecto impacto de otro de los controles incluido en el modelo y que tiene que ver con las posibilidades del individuo de enfrentar los exámenes de selección y con su esperanza de éxito en el tránsito por la educación superior<sup>27</sup>. Luego de controlar por la dotación de recursos en el hogar y por sus posibilidades de acceso al crédito, un individuo que ha completado la secundaria en una escuela estatal tiene una

26. La columna Total registra el efecto impacto sobre un individuo con las características promedio de la muestra. En el resto de columnas se registra el efecto impacto sobre un individuo con las características promedio del quintil.

27. Una menor esperanza de culminar con éxito la educación superior puede interpretarse como una corrección a la baja en la prima de salario esperada.

probabilidad veinticuatro puntos porcentuales menor de asistir a la educación superior que aquel que lo hizo en una escuela privada. Las brechas de calidad encontradas en los estudios reseñados en la introducción conspiran, sin duda, contra las expectativas de éxito en el nivel educativo superior de aquellos jóvenes que completaron la educación básica en una escuela pública.

Este último resultado está estrechamente relacionado con las «restricciones de largo plazo» a las que hacen referencia Carneiro y Heckman (2002), que reseñamos brevemente en la introducción. En ausencia de una variable que controle por las habilidades cognitivas y no cognitivas de la persona, el tipo de escuela (e incluso la variable de acceso al crédito utilizada) captura parte del efecto que tiene el entorno familiar sobre la dotación de capital humano del joven al momento de tomar la decisión de progresar a la educación superior. En este sentido, resulta interesante que la variable gasto per cápita (que refleja el ingreso corriente cuando las familias enfrentan restricciones crediticias) sea estadísticamente significativa aun luego de introducir estas variables. De acuerdo con las hipótesis sugeridas por Carneiro y Heckman, lo anterior constituye evidencia a favor de la importancia que tienen las restricciones crediticias de corto plazo en nuestro país<sup>28</sup>.

## 5. CONCLUSIONES, RECOMENDACIONES Y POSIBLES EXTENSIONES

En la segunda mitad de la década pasada, el Perú ha experimentado un crecimiento económico con cifras récord. Las encuestas de hogares revelan que este crecimiento se ha traducido, aunque de manera desigual, en un incremento en las capacidades de consumo de las familias en todos los quintiles de gasto.

Frente a la existencia de restricciones al crédito, la teoría sugiere que lo anterior debería traducirse en una mayor demanda por educación, resultado consistente con la evolución mostrada por la tasa de asistencia promedio a la educación superior. Este resultado, sin embargo, enmascara marcadas diferencias entre grupos de gasto y un potencial sesgo antipobre: el cambio en la tasa de asistencia a la educación superior muestra una evolución en forma de U invertida si la medimos con respecto al nivel de gasto del hogar y parece haberse reducido entre los hogares más pobres.

Al respecto, nuestro análisis teórico y empírico ha confirmado cómo un acceso desigual al crédito y a recursos corrientes al interior del hogar puede implicar marcadas diferencias en

---

28. No es extraño que los referidos autores no hayan encontrado evidencia a favor de este tipo de restricciones al utilizar data de Estados Unidos, en la medida en que este otro país tiene una larga tradición y una oferta extendida de crédito educativo para la instrucción postsecundaria.

cuanto a la demanda por educación superior de las familias, tanto en términos de su nivel como de su respuesta a lo largo de la fase expansiva del ciclo.

En particular, una mayor dotación de recursos ejerce un efecto positivo sobre la demanda por educación en ausencia de mecanismos de financiamiento a través del mercado de crédito. El acceso a este mercado, por su parte, ejerce un efecto positivo importante sobre la demanda por educación superior atendiendo al alto retorno asociado a este nivel educativo. La prima de salarios para mano de obra calificada, por último, recoge el retorno esperado de la educación superior y es relevante para explicar su demanda tanto en ausencia como en presencia de restricciones al crédito.

Todo lo anterior, aunado a una expansión desigual en las posibilidades de gasto de los hogares, provee evidencia para explicar cómo la dinámica de la demanda por educación en la fase expansiva del ciclo puede no ser la misma entre hogares situados en distintos grupos de gasto y, en particular, por qué el crecimiento parece haberse concentrado en los quintiles intermedios. Así, y a pesar de haber experimentado una expansión importante en su capacidad de gasto, el 20% más rico de la población no tiene por qué expandir significativamente su demanda por educación en la medida en que la sensibilidad a esta variable disminuye conforme se expanden las posibilidades de acceso al crédito –y estas crecen conforme se expande la riqueza del hogar–. Al otro lado de la distribución, donde se espera una sensibilidad promedio mayor, también puede ocurrir un crecimiento reducido, pero esta vez debido a que la expansión en el gasto fue significativamente menor que en el resto de quintiles. La evidencia empírica mostrada sugiere, por último, que este sesgo antipobre en la expansión del gasto se vio reforzado por el efecto negativo asociado a la caída en la prima de salarios para la educación superior.

Una implicancia importante de lo anterior es que la distribución desigual de los beneficios del crecimiento conspira contra la posibilidad de que este se traduzca, por sí solo, en mayores posibilidades de acceso a la educación superior. Al respecto, nuestra exploración de los factores que explican las diferencias encontradas en la demanda por educación superior entre grupos de gasto provee dos lecciones importantes con implicancias de política concretas. En primer lugar, el estudio ha permitido valorar el rol que juegan los recursos corrientes del hogar como determinantes de su acceso a la educación superior, lo que sugiere que los hogares enfrentan restricciones crediticias de corto plazo. Este resultado apoya el desarrollo de un mercado de crédito para la educación superior focalizado en los primeros quintiles de gasto si se quiere expandir el acceso a este importante vehículo de movilidad social.

La segunda lección tiene que ver con el rol que juega la calidad de la instrucción básica como determinante de la demanda por educación superior. De hecho, uno de los principales sesgos antipobre encontrados en este estudio tiene que ver con el efecto negativo que exhibe la educación secundaria pública sobre la probabilidad de que un joven progrese al nivel de instrucción siguiente. El tipo de escuela y, también, en parte, nuestra variable de acceso al crédito, captura las restricciones de largo plazo que impiden que los jóvenes cuenten con una dotación de capital humano suficiente como para progresar con éxito a la educación superior. La importancia de estas variables en nuestro modelo empírico tiene dos implicancias de política. En el corto plazo, sugiere que la intervención pública en el desarrollo de un mercado de crédito debe garantizar que estos recursos estén focalizados en jóvenes de escasos recursos pero que hayan pasado por algún mecanismo de selección basado en su potencial académico. Para el largo plazo, la sugerencia es que una de las maneras más directas de afectar las habilidades cognitivas y no cognitivas de los jóvenes de escasos recursos es mejorando la calidad de la instrucción básica pública.

Por último, posibles extensiones a este estudio tienen que ver con la alternativa de considerar las distintas fuentes de heterogeneidad que están detrás del concepto de educación superior. A la luz de la evidencia discutida al inicio de este documento, las categorías candidatas serían la educación superior universitaria y la técnica, así como la educación superior pública y privada. Asimismo, queda pendiente una exploración más completa del retorno esperado a la educación superior en función de la probabilidad de que los estudios sean concluidos con éxito, lo que tendría consecuencias tanto en la modelación teórica como en la empírica. Asociado a esto, por último, resulta fundamental contar con una medición estandarizada y regular de las habilidades (por lo menos cognitivas) de los jóvenes que terminan la educación secundaria, la cual nos permitiría enriquecer el análisis tomando en cuenta este importante determinante de la trayectoria educativa de las personas y de su posterior desenvolvimiento en el mercado laboral.

**BIBLIOGRAFÍA**

BECKER, Gary

- 1975 *Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Nueva York: National Bureau of Economic Research.

BELTRÁN, Arlette; Juan F. CASTRO y Gustavo YAMADA

- 2008 *Hacia un programa de crédito de largo plazo para la educación superior en el Perú*. Apuntes de Estudio 71. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

CALÓNICO, Sebastián y Hugo ÑOPO

- 2007 *Returns to Private Education in Peru*. Discussion paper N° 2711. Bonn: IZA.

CARNEIRO, Pedro y James HECKMAN

- 2002 *The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling*. Discussion paper N° 518. Bonn: IZA.

CORAZZINI, Arthur; Dennis DUGAN y Henry GRABOWSKI

- 1972 «Determinants and Distributional Aspects of Enrollment in U.S. Higher Education». En: *The Journal of Human Resources*, N° 1, vol. 7, pp. 39-59.

GLEWWE, Paul y Hanan JACOBY

- 1998 «School Enrollment and Completion in Vietnam: An Investigation of Recent Trends». En: DOLLAR, David; Paul GLEWWE y Jennie LITVACK (eds.), *Household Welfare and Vietnam's Transition*. Washington D.C.: The World Bank, pp. 201-234.
- 2004 «Economic Growth and the Demand for Education: Is there a Wealth Effect?». En: *Journal of Development Economics*, N° 1, vol. 74, pp. 33-51.

INEI, INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA

- 2004 *ENAHO, Encuesta Nacional de Hogares* (base de datos). Lima: INEI.
- 2005 *ENAHO, Encuesta Nacional de Hogares* (base de datos). Lima: INEI.
- 2006 *ENAHO, Encuesta Nacional de Hogares* (base de datos). Lima: INEI.
- 2009 *Informe técnico. Situación de la pobreza en el 2008*. Lima: INEI.

JACOBY, Hanan

- 1994 «Borrowing Constraints and Progress through School: Evidence from Peru». En: *The Review of Economics and Statistics*, N° 1, vol. 76, pp. 151-160.

MORÓN, Eduardo; Juan F. CASTRO y Cynthia SANBORN

- 2009 «Helping Reforms Deliver Inclusive Growth in Peru». En: ROJAS-SUÁREZ, L. (ed.), *Growing Pains in Latin America*. Washington: Center for Global Development (CGD), pp. 236-293.

YAMADA, Gustavo

2007 *Retornos a la educación superior en el mercado laboral: ¿vale la pena el esfuerzo?* Documento de trabajo 78. Lima: Universidad del Pacífico.

YAMADA, Gustavo y Juan F. CASTRO

2007 *Poverty, Inequality and Social Policies in Peru: As Poor as it gets*. Documento de discusión CIUP DD/07/06. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.