

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

## Informe Final

**Juan Francisco Castro<sup>1</sup>**

**Pedro Miguel Casavilca**

**Rose Mary Lizarzaburu**

### Resumen

Las encuestas de hogares revelan que el crecimiento económico de los últimos años 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 predice que lo anterior debería traducirse en una mayor demanda por educación. Si bien esto es consistente con la evolución mostrada por la tasa de asistencia promedio a la educación superior, este resultado enmascara marcadas diferencias entre grupos de gasto y un potencial sesgo anti-pobre. Construimos un modelo teórico sencillo para formalizar la relación entre la demanda por educación superior, las dotaciones de los agentes, la prima de salarios, y el acceso al crédito. Los resultados de este modelo son validados utilizando la información de las encuestas de hogares para el periodo 2004-2006 y una estimación *panel-logit* de la probabilidad de asistencia: la demanda por educación superior, así como su repuesta frente a cambios en la capacidad de gasto del hogar, dependen del nivel de dichos recursos y de las posibilidades de acceso al crédito. Esto ayuda a explicar las diferencias encontradas por grupo de gasto. El estudio destaca también el efecto que tienen el acceso al crédito y el tipo de escuela (pública o privada) donde se concluyó la secundaria: el acceso al mercado de crédito tiene el potencial de incrementar hasta en 14 puntos porcentuales la probabilidad de asistencia a la educación superior entre los más pobres; el hecho de haber concluido la educación básica en una escuela pública, por su parte, reduce dicha probabilidad en 16 puntos porcentuales. Dado que el crecimiento económico, por sí sólo, no basta para expandir el acceso a este importante mecanismo de movilidad social, lo anterior confirma la necesidad de priorizar el desarrollo de un mercado de crédito para la educación superior focalizado en los más pobres, y de persistir en los esfuerzos por mejorar la calidad de la instrucción básica pública.

---

<sup>1</sup> El autor desea agradecer a Fernando Mendo por su excelente trabajo como asistente de investigación así como los comentarios y aportes de un referee anónimo.

# Índice

<b>1. MOTIVACIÓN Y OBJETIVOS.....</b>	<b>2</b>
<b>2. GASTO PER CÁPITA, SALARIOS Y DEMANDA POR EDUCACIÓN SUPERIOR EN EL PERÚ: LOS HECHOS ESTILIZADOS .....</b>	<b>5</b>
2.1. GASTO PER CÁPITA .....	5
2.2. PRIMA DE SALARIOS Y RETORNOS A LA EDUCACIÓN.....	6
2.3. TASA DE ASISTENCIA A LA EDUCACIÓN SUPERIOR.....	8
<b>3. UN MODELO TEÓRICO SENCILLO PARA EXPLICAR LA DEMANDA POR EDUCACIÓN SUPERIOR .....</b>	<b>12</b>
3.1. ANÁLISIS Y RESULTADOS CON RACIONAMIENTO DEL MERCADO DE CRÉDITO.....	14
3.2. ANÁLISIS Y RESULTADOS CON ACCESO AL CRÉDITO .....	17
<b>4. GASTO PER-CÁPITA, SALARIOS Y DEMANDA POR EDUCACIÓN SUPERIOR EN EL PERÚ: UNA APROXIMACIÓN EMPÍRICA.....</b>	<b>20</b>
4.1. LAS VARIABLES Y LA DATA .....	22
4.2. LOS RESULTADOS .....	24
<b>5. CONCLUSIONES, RECOMENDACIONES Y POSIBLES EXTENSIONES.....</b>	<b>27</b>
<b>REFERENCIAS.....</b>	<b>31</b>
<b>ANEXO 1.....</b>	<b>32</b>
<b>ANEXO 2.....</b>	<b>33</b>
<b>ANEXO 3.....</b>	<b>34</b>
<b>ANEXO 4.....</b>	<b>35</b>

# 1. Motivación y objetivos

En los últimos cuatro años, el Perú ha experimentado un crecimiento económico significativo y esto ha permitido una expansión generalizada en los niveles de gasto per cápita de las familias. En particular, la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) revela que el gasto per cápita de las familias del Perú aumentó en 19% en términos reales entre el 2004 y el 2007. Fue este crecimiento generalizado del gasto lo que permitió una notoria reducción de casi diez puntos porcentuales en la incidencia de la pobreza nacional, según se reporta en INEI (2007).

Si bien la evolución favorable de la capacidad de consumo fue una característica que exhibieron todos los quintiles de gasto<sup>2</sup>, todavía persisten marcadas diferencias en la distribución de la riqueza<sup>3</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. Estos últimos autores encuentran, además, una brecha entre el retorno a la educación superior privada y pública, aunque ésta 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 (2008) 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, entre proveedores públicos y privados, e incluso la existencia de heterogeneidad al interior

---

<sup>2</sup> El quintil más bajo exhibió un crecimiento de 16% en su gasto per cápita mientras que el correspondiente al quintil más alto fue de 21%.

<sup>3</sup> En el 2007, la incidencia de la pobreza en el ámbito rural fue 64.6%, luego de caer sólo 5.2 puntos porcentuales respecto a la del 2004. En el ámbito urbano, en cambio, la incidencia de la pobreza en el 2007 fue de 25.7%, luego de exhibir una caída de más de 11 puntos porcentuales respecto a la del 2004.

de estas categorías<sup>4</sup>. No obstante, también es cierto que el acceso a este nivel de instrucción constituye un importante vehículo de movilidad social. La información contenida en la ENAHO 2007 no solo evidencia el mayor retorno a los años de educación superior, sino que también confirma que alcanzar dicho nivel educativo reduce significativamente la probabilidad de ser pobre en nuestro país (de 67% a 6%)<sup>5</sup>.

Tomando en cuenta lo anterior, y si uno revisa la evolución de la tasa de asistencia a la educación superior para jóvenes entre 17 y 22 años, notará que ésta ha registrado un incremento de cerca de 2 puntos porcentuales entre el 2004 y el 2006<sup>6</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: si bien el gasto per-cápita se ha expandido en todos los quintiles, la tasa de asistencia a la educación superior se ha reducido entre los hogares más pobres. 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, es posible adelantar que la demanda por educación superior se verá afectada por la fase expansiva del ciclo económico a través de dos efectos, por lo menos. El primero constituye un aumento de los recursos disponibles de las familias, lo que origina un mayor consumo de bienes y servicios. Así, y si las familias enfrentan restricciones al crédito<sup>7</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 (y además 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.

Debido a la interacción de estos factores, queda abierta la posibilidad de que exista una respuesta no homogénea entre familias en lo que se refiere a su demanda por educación superior. Por tal motivo, el objetivo específico del presente estudio consiste en formalizar

---

<sup>4</sup> Calónico y Ñopo (2007) también encontraron gran dispersión en los retornos asociados a la educación superior privada.

<sup>5</sup> Ver Anexo 1 para mayor detalle.

<sup>6</sup> Utilizamos el período 2004-2006 al referimos 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 periodo responde a que se cuenta con una estructura de datos de panel para el mismo. Encuestas de hogares más recientes (2007 y 2008) confirman este incremento de 2 puntos porcentuales.

<sup>7</sup> En ausencia de estas restricciones, cambios en el ingreso 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.

los factores que explican esta respuesta diferenciada. Al respecto, nuestra hipótesis es que esto se debe, fundamentalmente, a un acceso desigual a oportunidades de financiamiento, combinado con el hecho de que el mayor crecimiento económico no se traduce en un incremento homogéneo en los recursos entre las diferentes familias. Así, y de acuerdo con la evidencia reseñada líneas arriba, aquellos hogares con un menor incremento en recursos disponibles podrían reducir su demanda por educación superior en la medida en que predomine el efecto negativo asociado a los retornos.

La relevancia del presente estudio radica en dos dimensiones claramente definidas. En lo concerniente a la dimensión de política económica, 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 tiene un potencial sesgo anti-pobre y que el nivel de instrucción en cuestión representa un importante mecanismo de movilidad social en nuestro 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 aún, y si bien la literatura empírica reporta una relación positiva entre el crecimiento económico y la demanda por educación<sup>8</sup>, no se han explorado las razones que explicarían una dinámica distinta en dicha demanda entre hogares de diferente nivel socioeconómico.

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 se 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, sus implicancias de política, y sugiere posibles extensiones para futuras investigaciones.

---

<sup>8</sup> Véase, por ejemplo, Glewwe y Jacoby (1998) y (2004).

## **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 el ratio entre el salario para la mano de obra calificada y no calificada. El potencial efecto negativo se dará si el cambio en estas remuneraciones es a favor del salario para la mano de obra no calificada, en cuyo caso los hogares encontrarán menos rentable embarcarse en el proyecto de estudiar.

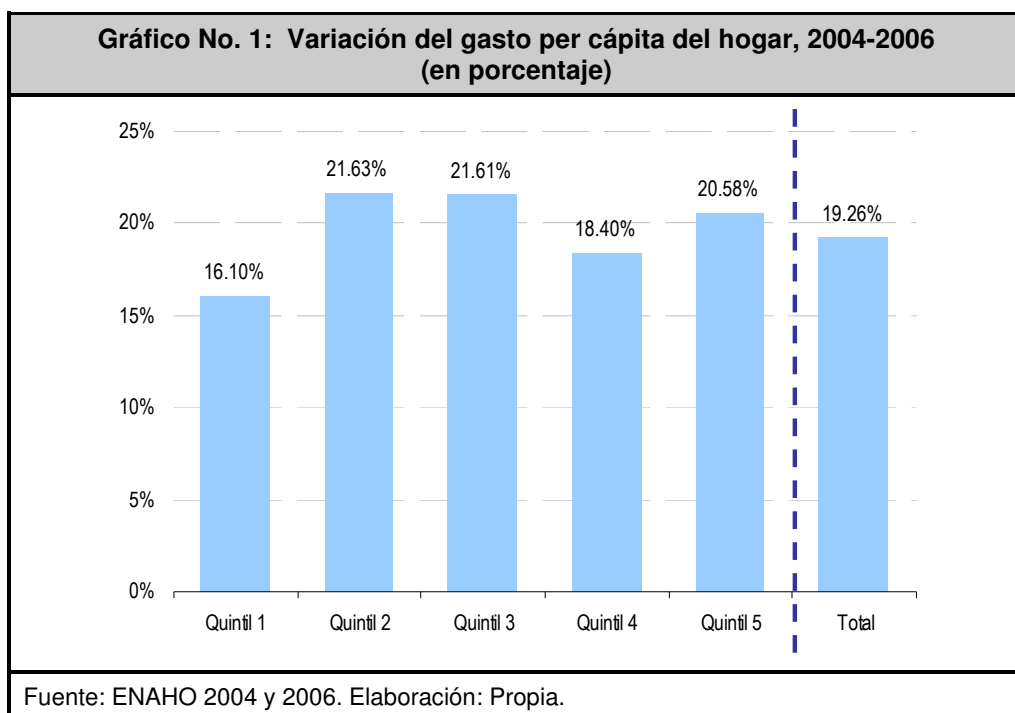
En las secciones que siguen se hará un esfuerzo por formalizar la relación existente entre estas variables a través de un modelo teórico sencillo y el planteamiento y estimación de su contraparte empírica. No obstante, creemos importante realizar primero una exploración preliminar de los datos que sirva 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 o prima entre el salario para la mano de obra calificada y no calificada, los retornos a la educación, y la tasa de asistencia a la educación superior para el periodo comprendido entre el 2004 y el 2006<sup>9</sup>.

### **2.1. Gasto per cápita**

Una revisión del gasto per cápita de las familias confirma el impacto positivo que el crecimiento económico generó sobre la riqueza de las mismas entre el 2004 y el 2006. En promedio, el gasto per cápita de las familias aumentó en 19%. No obstante, y tal como se aprecia en el Gráfico No. 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 16%, casi 5 puntos porcentuales por debajo de la expansión reportada en el gasto per cápita del 20% más rico de la población.

---

<sup>9</sup> Hubiésemos preferido trabajar con las encuestas de hogares hasta el 2008. No obstante, la estructura de panel sólo 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.

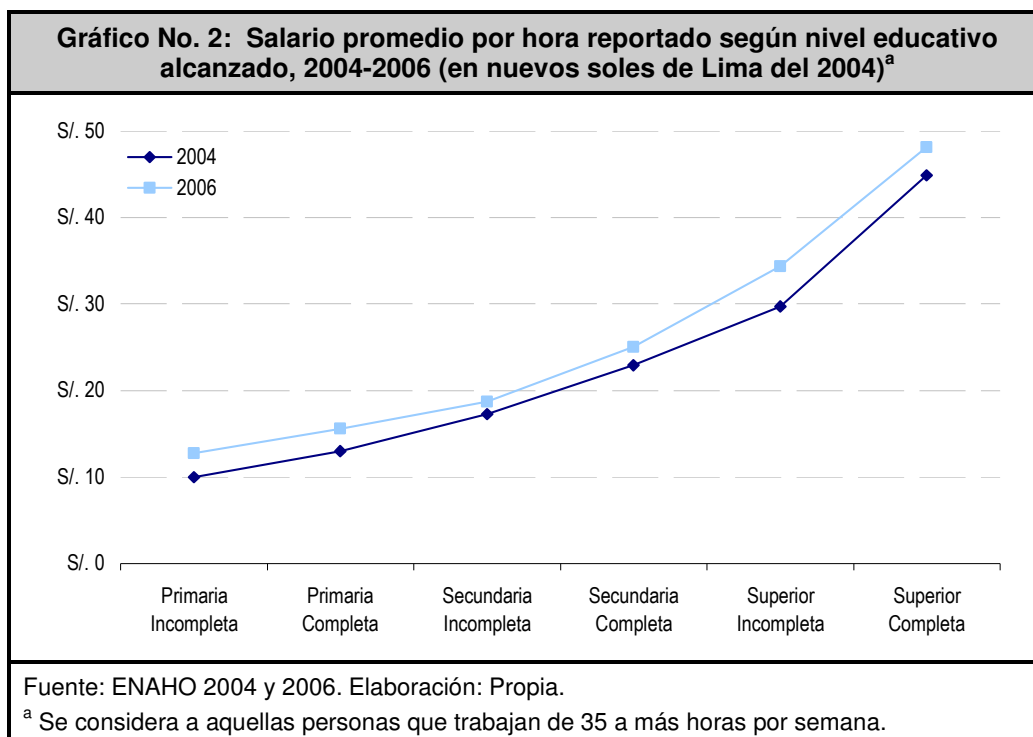


## 2.2. Prima de salarios y retornos a la educación

Entre el 2004 y el 2006, los salarios promedio por hora crecieron sin excepción para cada nivel educativo alcanzado, tal como puede apreciarse en el Gráfico No. 2<sup>10</sup>. No obstante, mientras que los salarios para la mano de obra calificada (aquellos asociados a la educación superior completa) subieron 7% del 2004 al 2006, los salarios para la mano de obra no calificada con educación secundaria completa lo hicieron en 9%. Esto implica que la prima por completar la educación superior respecto a completar la secundaria se redujo en dos puntos porcentuales.

La misma reducción se observa si se considera a las cohortes de jóvenes más cercanas a la decisión de emprender la educación superior e insertarse en el mercado laboral: los jóvenes de 17 a 22 años y aquellos de 23 a 28 años, respectivamente. Esta separación de cohortes se propone con la intención de recoger mejor el salario promedio que un joven hubiera recibido de contar solo con educación secundaria (cohorte de 17 a 22 años), así como del salario promedio que hubiera ganado una vez concluida la educación superior (cohorte de 23 a 28 años). Al analizar a estos dos grupos se aprecia que, mientras que el salario para el primer grupo creció en 5%, aquel asociado al segundo lo hizo en sólo 3%.

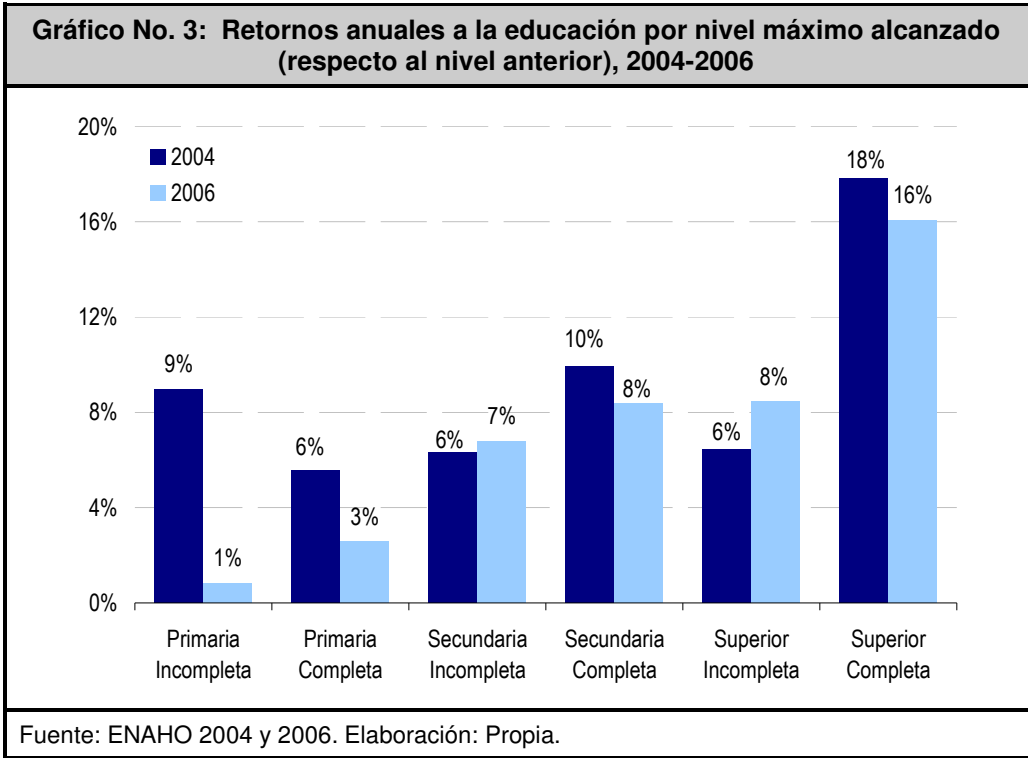
<sup>10</sup> Los salarios mostrados en el Gráfico No. 2 corresponden al ingreso líquido anual reportado por cada individuo dividido entre el número de horas promedio trabajadas al año, según nivel educativo máximo alcanzado.



Asociado al comportamiento de los salarios se encuentra el rendimiento o retorno de cada nivel educativo. En este sentido, un vistazo general a los retornos a la educación entre los años 2004 y 2006 (ver Gráfico No. 3), confirma que completar la educación superior es la decisión más rentable: por cada año adicional invertido para completarla (respecto a quedarse con el nivel incompleto), hubo una ganancia de 18% y 16% en el 2004 y 2006, respectivamente.

También se observa que, en el año 2006, se presentó el fenómeno conocido como “titulación”: para todos los niveles educativos, el retorno de completar el nivel es mayor que el de no lograrlo. Cabe destacar que este fenómeno no fue generalizado en el año 2004 debido a que completar la educación primaria reportó un rendimiento tres puntos porcentuales menor que no hacerlo, resultado que desincentiva su conclusión.





Un análisis similar distinguiendo el ámbito de residencia, por último, revela que en la zona urbana la educación superior completa sigue exhibiendo los mayores retornos, mientras que en la zona rural la educación superior incompleta no sólo registra una rentabilidad comparable sino que también ha reportado una dinámica creciente.

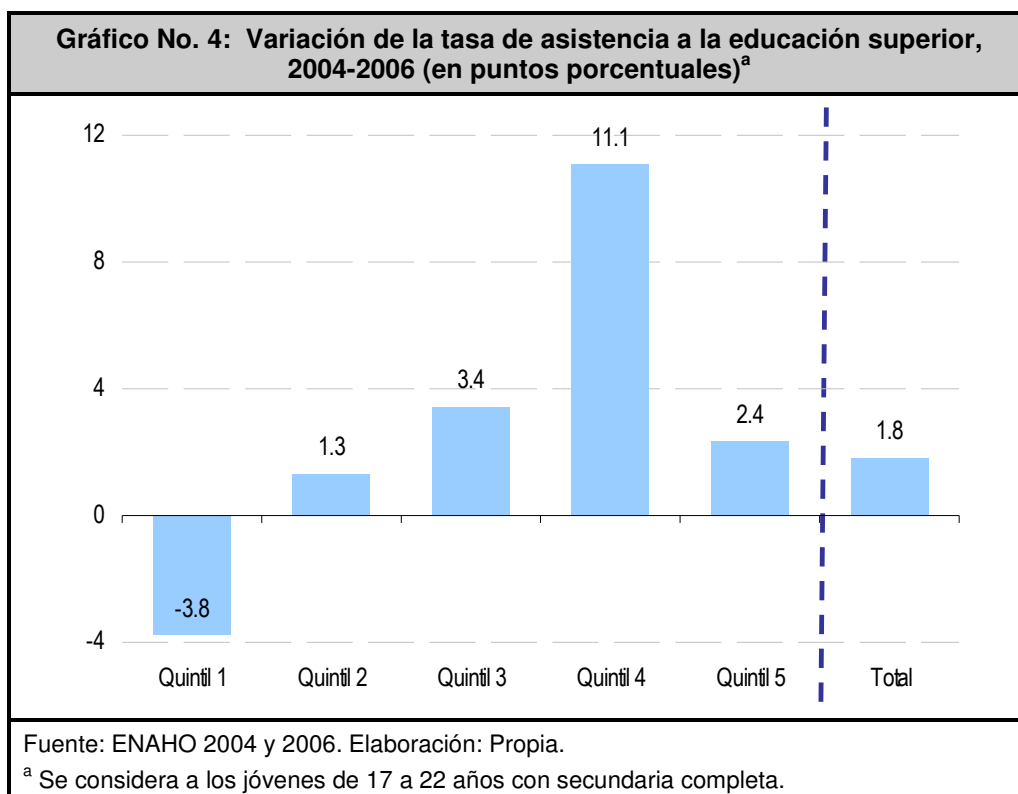
### 2.3. Tasa de asistencia a la educación superior

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 17 a 22 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 (20 años) sin que esto implique trabajar con un rango demasiado amplio<sup>11</sup>.

Como se muestra en el Gráfico No. 4, entre el año 2004 y 2006 se dio un incremento promedio de casi dos puntos porcentuales en la tasa de asistencia a la educación superior

<sup>11</sup> Las implicancias de trabajar con un rango de edades muy amplio son discutidas más adelante.

entre los jóvenes de 17 a 22 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, resulta interesante realizar un análisis específico por grupos de gasto. Al respecto, el 20% más pobre del Perú muestra un comportamiento particular: es el único grupo que redujo su tasa de asistencia a la educación superior del 2004 al 2006.



Confrontado con la información sobre la evolución del gasto per cápita discutida líneas arriba, es de esperar que el quintil más pobre sea el que menos incentivos tiene para expandir su demanda por educación superior. Si a esto añadimos la presión negativa asociada a la caída en el retorno, podría ser posible explicar una evolución como la mostrada en el gráfico anterior. Esto, además, podría estar acompañado por la existencia de una sensibilidad distinta entre hogares frente a cambios en la dotación de recursos y/o el retorno a la educación.

Antes de formalizar esta discusión haciendo uso de un modelo teórico, creemos conveniente profundizar nuestro análisis de este indicador 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 de evidencia favor del primer tipo de cambio, se realizó un análisis de la tasa de asistencia por grupos de gasto y rangos de edades: de 17 a 20 años y de 19 a 22 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>12</sup>.

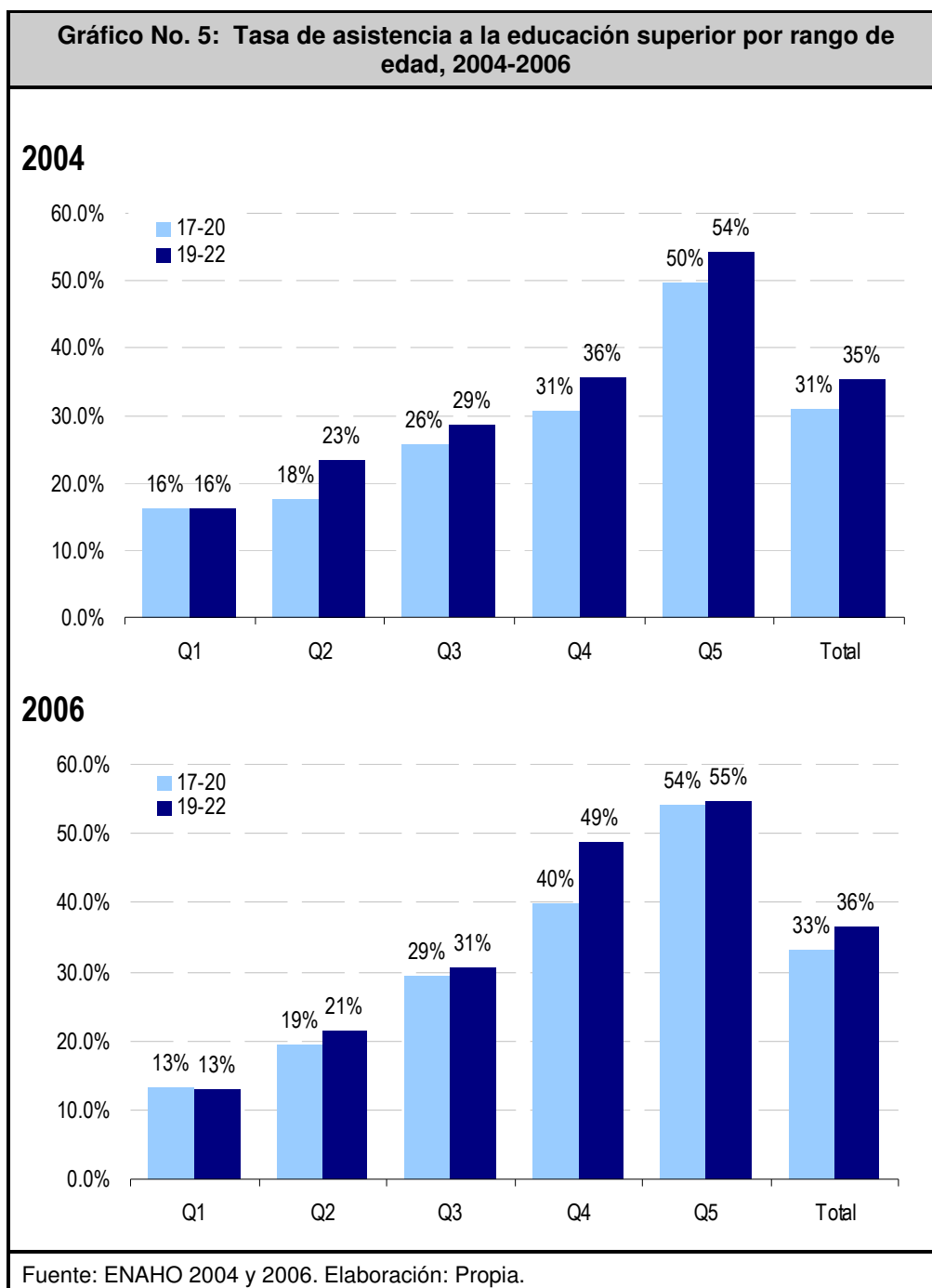
Con esto, si nos concentramos en la diferencia entre la tasa de asistencia reportada por ambos grupos para un mismo año, estaremos aproximando mejor el cambio o movimiento a lo largo de un mismo perfil de escolaridad: se tratará del mismo set de circunstancias o condiciones y lo que estará cambiando entre ambos será sólo la edad promedio del grupo. En términos del Gráfico No. 5, esto implica comparar las barras azul y celeste para un mismo año. Al hacer esto, encontramos que los jóvenes de 19 a 22 años exhiben una mayor tasa de asistencia a la educación superior con respecto del grupo de 17 a 20 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 19 a 22 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.

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 No. 5, pasa por comparar las barras del

---

<sup>12</sup> 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. Por lo mismo, tenemos un grupo traslapado entre los 17 y 20 años; esto es, se trata de individuos que se encuentran presentes en ambos momentos del tiempo sólo que con una edad dos años mayor.

mismo color entre los dos años considerados. Al respecto, este análisis más detallado confirma el incremento general en la tasa de asistencia (de alrededor de dos puntos porcentuales) y la caída registrada entre los hogares más pobres (de tres puntos porcentuales), producto de un cambio en el perfil de escolaridad entre los años 2004 y 2005.



El segundo aspecto que nos interesa resaltar respecto a la evolución de la tasa de asistencia tiene que ver también 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) 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>13</sup>. Al respecto, y si trabajamos con el panel de hogares de la ENAHO para conocer el grupo de gasto de partida<sup>14</sup>, notaremos aún una disminución en la tasa de matrícula del grupo más pobre (de casi 0.5 punto porcentual), aunque marcadamente inferior a la reportada líneas arriba. 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.

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

---

<sup>13</sup> 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”.

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>15</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 de las familias más pobres sobre la asistencia a la 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<sup>16</sup>.

Basados 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 considerado 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.

---

<sup>14</sup> Cabe precisar que las estadísticas reportadas en el Gráfico No. 4 corresponden a las tasas de asistencia por grupo de gasto utilizando toda la información de corte transversal de cada encuesta de hogares.

<sup>15</sup> La existencia de un retorno considerable y la ausencia de mecanismos de financiamiento puede parecer, en principio, algo contradictoria. 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.

<sup>16</sup> Atendiendo a estas consideraciones, Beltrán, Castro y Yamada (2008) realizan una propuesta para el lanzamiento de un esquema de crédito para 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 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:

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

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 (debido a que debe de 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  $Y_t^E$  y  $Y_t^T$  a los ingresos corrientes asociados a las decisiones de estudiar y trabajar, respectivamente, podemos resumir lo anterior de la siguiente manera:

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

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 periodo dos. 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:

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

Si recordamos que  $\beta$  denota la tasa de descuento inter-temporal, 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 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 ( $U'(C_t) > 0$ ), es claro que un incremento en  $w_2$  provocará una caída en el 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 el 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 consideradas 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 ( $U''(C_t) < 0$ ), 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 del capítulo. 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 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 de ambos enfoques. Por un lado, el incremento en el gasto per cápita de los hogares 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 grade 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 los 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, tal como se plantea en nuestra hipótesis de trabajo, puede ser una fuente de heterogeneidad importante 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>17</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 entre la canasta óptima alcanzable con los ingresos proporcionados por estudiar y aquella asociada a los ingresos de no 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:

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

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 de total más intereses el siguiente periodo y si ahorra recibirá el capital e intereses.

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

---

<sup>17</sup> Al mencionar canasta de consumo se hace referencia a un par ordenado para  $C_1$  y  $C_2$ .

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:

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

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

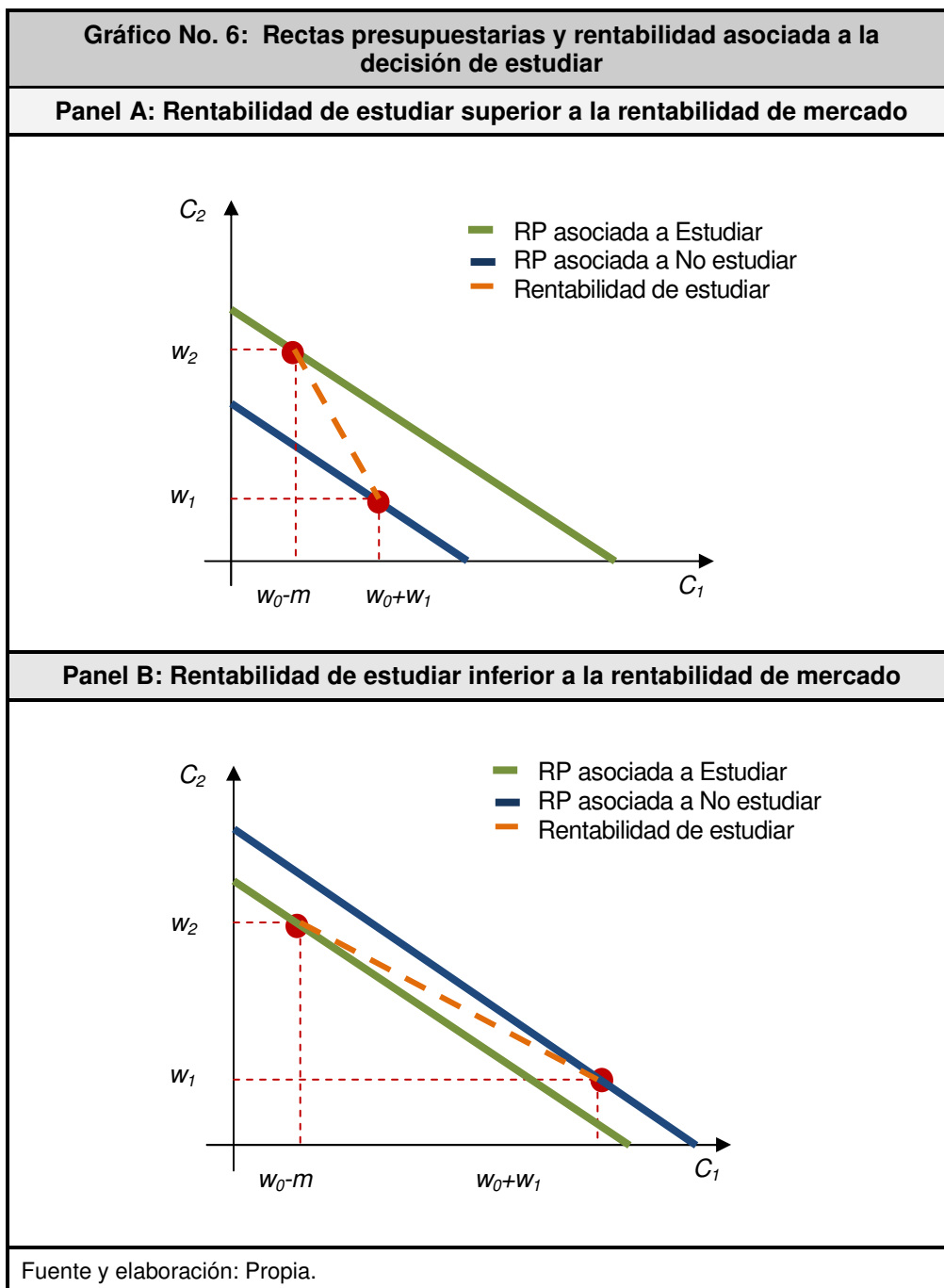
Lo cual se puede reordenar como:

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

Esto significa que se 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>18</sup>.

Para ilustrar lo anterior, en el Gráfico No. 6 se muestra tanto la situación donde 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  $-(1+r)$ .



<sup>18</sup> En el caso se admita la presencia de un intermediario financiero que genere una brecha entre la tasa activa y pasiva, el factor de descuento intertemporal puede adquirir relevancia nuevamente.

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 sean “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). Sólo para confirmar la desigualdad dada en (7.), nótese que el retorno de estudiar viene dado por la pendiente de la recta punteada<sup>19</sup> y esta es, claramente, mayor (en valor absoluto) a la pendiente de la RP. La lectura es la misma, aunque en sentido contrario, para lo mostrado en el segundo panel.

Recapitulando, nuestro modelo teórico exhibe varias implicancias importantes que intentaremos verificar empíricamente en la sección siguiente, y que guardan estrecha relación con la hipótesis del estudio<sup>20</sup>. 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. El acceso al crédito, por su parte: (i) conlleva a 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>21</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 percibidos por los jóvenes de 17 a 22 años de edad, sobre la tasa de asistencia a la educación superior en el Perú. Al hacerlo, y

<sup>19</sup> Esta recta conecta las canastas de consumo que se pueden alcanzar bajo ambas escenas si es que se decide no recurrir al mercado de crédito. Esta decisión dependerá, en última instancia, de las preferencias del agente (en el Anexo XX se desarrollan las condiciones para que el agente ahorre o se endeude en el mercado de crédito). No obstante, estas canastas sirven como punto de referencia para poder comparar la pendiente de la RP con el retorno de estudiar. Nótese que la pendiente de la línea punteada es igual a:

$$\frac{w_2 - w_1}{w_0 + w_1 - (w_0 - m)} = \frac{w_2 - w_1}{w_1 + m}$$

<sup>20</sup> A saber, que desigualdades en lo que respecta al acceso al crédito y a mayores recursos pueden explicar cómo, a lo largo de la fase expansiva del ciclo, la respuesta de los hogares no sea la misma en lo que respecta a su demanda por educación.

<sup>21</sup> 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.

de acuerdo con nuestra hipótesis, nos interesa evaluar si estos efectos varían según el nivel socioeconómico del hogar y, sobre todo, sus posibilidades de acceso al crédito.

Para esto, partiremos del resultado del modelo con restricciones crediticias desarrollado en el acápite anterior, tomando en cuenta la existencia de más de un periodo de tiempo: la utilidad neta de estudiar del  $i$ -ésimo individuo en el  $t$ -ésimo momento del tiempo ( $y_{it}^*$ ) depende positivamente de su dotación ( $Gpc_{it}$ ) y positivamente de la prima de salarios ( $Prim_{it}$ ). 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>22</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 de la forma:

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

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 0 de otro modo. Formalmente:

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

Lo anterior implica que estaremos modelando la probabilidad de que un individuo con determinadas características asista a la educación superior; es decir, estaremos modelando  $\Pr(y_{it} = 1)$ .

---

<sup>22</sup> 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.

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

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 17 y 22 años)<sup>23</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>24</sup>.

Lo anterior implica la necesidad de observar al mismo individuo a través de los tres años considerados o, lo que es lo mismo, implica contar con una base de datos con estructura de panel para los años en cuestión (2004, 2005 y 2006). Dada la forma no lineal para la media condicional de la variable explicada (dada 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. Así, para hallar los coeficientes indicados en (10.) se utilizó una base de datos con

<sup>23</sup> 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.

<sup>24</sup> 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.

estructural de panel y se supuso una distribución logística para el término de error; es decir, se utilizó un modelación *panel-logit*<sup>25</sup>.

En lo que respecta a las variables principales, las dotaciones de cada individuo ( $G_{pc_{it}}$ ) fueron aproximadas a partir del gasto per-cápita anual del hogar al que pertenecen<sup>26</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 entre el salario correspondiente de contar solo con educación secundaria completa.

Para esto, se utilizaron los resultados de tres ecuaciones *a la Mincer*<sup>27</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 los coeficientes estimados de cada ecuación<sup>28</sup>, 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, dos salarios predichos que corresponden al calificado y 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 23 a 28 años de edad.

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. Éstas últimas permiten identificar a aquellos jóvenes que:

---

<sup>25</sup> Nótese que nuestro modelo *panel-logit* no es lo mismo que un *pool-logit*. En este último caso sólo se agruparían los datos de los tres años considerados y la estimación sería como en un *logit*, sólo que aplicado 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, lo que 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  $\exp(\bullet) / [1 + \exp(\bullet)]$ .

<sup>26</sup> 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.

<sup>27</sup> Estas ecuaciones son usualmente empleadas para cuantificar los retornos a 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.

<sup>28</sup> Para mayor detalle sobre los resultados ver el Anexo No. 2.



(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 miembro ha recibido algún tipo de préstamo (variable que intenta recoger la capacidad de acceso al mercado de crédito)<sup>29</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>30</sup>.

## 4.2. Los resultados

En el Cuadro No. 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 a la prima salarial confirman lo expresado en el modelo teórico: 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).

---

<sup>29</sup> Es cierto que el hecho de que ninguno de sus miembros haya recibido un préstamo no implica, necesariamente, que el hogar se encuentre racionado del mercado de crédito. Al respecto, se intentaron otros controles relacionados con la dotación de activos en el hogar con resultados poco significativos.

<sup>30</sup> 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 No. 1: Asistencia a la educación superior Regresores y coeficientes asociados	
Regresores	Coefficientes asociados <sup>31</sup>
Gasto per cápita	0.53***
Prima de salarios	3.82***
Máximo nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar	0.17***
Edad	3.12***
Edad <sup>2</sup>	-0.07***
Secundaria completada en una escuela pública	-0.73***
Vivienda en zona rural	0.09***
Acceso al crédito	0.88***
Gasto per cápita*acceso al crédito	-0.10***
Estado civil del joven soltero	2.28***
Intercepto	-42.80***

\*\*\* Significativo al 5%.

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.), la función de densidad acumulada logística, y diferenciar entre variables explicativas continuas y dicotómicas<sup>32</sup>.

En el Cuadro No. 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 1.15 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. Así, frente a un incremento de 1%<sup>33</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 0.9 puntos

<sup>31</sup> Las variables gasto per cápita y prima de salarios fueron incluidas en la ecuación empírica utilizando logaritmos.

<sup>32</sup> En el Anexo 4 se muestran las formas funcionales relacionadas.

<sup>33</sup> Estos cambios de referencia fueron elegidos tomando en cuenta las magnitudes encontradas en la data.

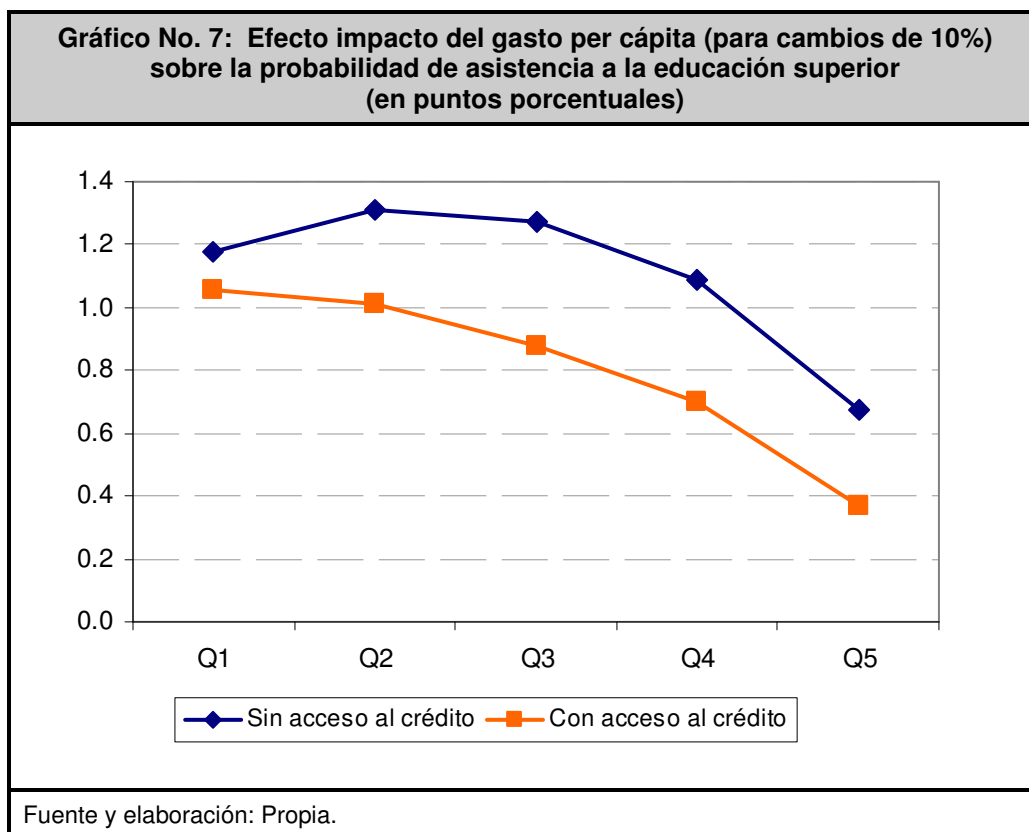
porcentuales. El acceso al crédito, por su parte, contribuye con un incremento de 11.6 puntos porcentuales sobre la probabilidad de asistencia a la educación superior de un individuo promedio.

Nótese que dada la forma no lineal para media condicional de la variable dependiente, estos efectos impacto pueden diferir según el grupo de gasto sin necesidad de que el modelo incluya una interacción para esto<sup>34</sup>. De hecho, y tal como se muestra en el Cuadro No. 2, los efectos impacto reseñados líneas arriba son decrecientes según el nivel de gasto del hogar al que pertenece el individuo. Si bien este resultado no se desprende directamente del modelo teórico desarrollado en el acápite anterior, cabe esperar que la sensibilidad de la tasa de asistencia a estos determinantes sea menor en la medida en que se vayan alcanzando tasas más elevadas producto de una mayor dotación de recursos en el hogar.

<b>Cuadro No. 2: Efectos impacto (en puntos porcentuales) sobre la probabilidad de asistencia a la educación superior</b>						
<b>Variables</b>	<b>Perú</b>	<b>Quintil 1</b>	<b>Quintil 2</b>	<b>Quintil 3</b>	<b>Quintil 4</b>	<b>Quintil 5</b>
Gasto per-cápita ( $\Delta = 10\%$ )	<b>1.15</b>	1.10	1.20	1.15	0.98	0.63
Prima de salarios ( $\Delta = 1\%$ )	<b>0.92</b>	0.87	0.95	0.92	0.79	0.50
Acceso al crédito	<b>11.62</b>	13.95	13.05	11.56	8.37	5.38

Un resultado que sí se desprende directamente de nuestro modelo teórico es el rol que tiene el acceso al crédito sobre el efecto de la dotación de recursos. Al respecto, y de acuerdo con las predicciones del modelo teórico, el signo negativo de la interacción entre la variable de acceso al crédito y el gasto per cápita nos permitió adelantar un potencial efecto negativo. Para confirmarlo, en el Gráfico No. 7 se muestra el efecto impacto del gasto per cápita para diferentes quintiles de gasto, con y sin acceso al mercado de crédito. Más allá del comportamiento decreciente de este indicador (el que ya fue discutido anteriormente), destaca el hecho de que el efecto impacto del gasto es mayor (en todos los quintiles) en presencia de restricciones al crédito, siendo hasta 0.4 puntos porcentuales más alto si se trata de un individuo promedio.

<sup>34</sup> Los efectos impacto serán distintos en la medida en que el valor medio de los regresores (y en especial el del gasto per cápita) será distinto según grupo de 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>35</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 probabilidad 16.3 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 superior de aquellos jóvenes que completaron la educación básica en una escuela pública.

## 5. Conclusiones, recomendaciones y posibles extensiones

En los últimos cuatro años, el Perú ha experimentado un crecimiento económico con cifras record. Las encuestas de hogares revelan que este crecimiento se ha

<sup>35</sup> Una menor esperanza de culminar con éxito la educación superior puede interpretarse como una corrección a la baja en la prima de salario esperada.

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 anti-pobre: los quintiles más bajos en la distribución del gasto son los que menos han expandido su demanda por educación superior e, incluso, el 20% más pobre parece haberla reducido. Cabe preguntarse, entonces, hasta qué punto el crecimiento económico viene acompañado de mayores posibilidades para que hogares pobres accedan a este importante mecanismo de movilidad social.

Al respecto, nuestro análisis teórico y empírico ha confirmado cómo un acceso desigual al crédito y a recursos al interior del hogar, puede implicar marcadas diferencias en cuanto a la demanda por educación superior de familias ubicadas en distintos grupos de gasto. Tanto en términos de su nivel como de su dinámica 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, sobre todo para dotaciones iniciales bajas y 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: para el grupo situado en el primer quintil de gasto, el acceso al crédito permitiría incrementar la tasa de asistencia a la educación superior en casi 14 puntos porcentuales.

Relacionado con el efecto anterior, la prima de salarios para mano de obra calificada 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 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. En particular, y a pesar de haber experimentado una expansión importante en su capacidad de gasto, el 20% más rico de la población no tiene porqué expandir significativamente su demanda por educación en la medida en que la sensibilidad a esta variable disminuye conforme crece la dotación de recursos y se

expanden las posibilidades de acceso al crédito. Al otro lado de la distribución, donde se espera una sensibilidad promedio mayor, también cabe esperar un crecimiento reducido pero esta vez debido a que la expansión en el gasto fue menor. Todo esto, a su vez, se ve reforzado por el efecto negativo asociado a la caída en la prima de salarios para la educación superior<sup>36</sup>.

Una distribución desigual de los beneficios del crecimiento, por tanto, conspira contra la posibilidad de que éste se traduzca en mayores posibilidades de acceso a la educación superior: dada la prevalencia de restricciones al crédito, un sesgo anti-pobre en el crecimiento implica un sesgo anti-pobre en la dinámica de la tasa de asistencia a la educación superior. Una implicancia importante de lo anterior es que la distribución desigual de estos beneficios estaría conspirando en contra de la posibilidad de que esta desigualdad se reduzca en el futuro.

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 tienen las fuentes de financiamiento fuera del hogar como determinantes del acceso a la educación superior. El fuerte impacto que exhibe el acceso al crédito como determinante de la tasa de asistencia a este nivel de instrucción (así como el hecho de que el mayor crecimiento no es garantía, por sí sólo, de un mayor acceso para los más pobres), deberían ser motivos más que suficientes para priorizar el desarrollo de un mercado de crédito para la educación superior focalizado en los primeros quintiles de gasto.

La segunda lección, por su parte, 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 anti-pobre 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 desarrollo de un mercado de crédito para la educación superior, por tanto, debe venir

---

<sup>36</sup> Es necesario destacar que los cambios registrados en la data y los efectos impacto computados en la modelación empírica son capaces de replicar un crecimiento nulo pero no son suficientes para replicar una caída en la demanda por educación. Sin embargo, nuestro modelo empírico sí confirma la existencia de una respuesta diferenciada entre hogares situados en distintos grupos de gasto. Todo esto debe ser valorado tomando en cuenta el potencial “efecto composición” (discutido en la sección 2) que puede estar distorsionando la dinámica de la tasa de asistencia a la educación superior al momento de computarla para los distintos grupos de gasto.

acompañado de mejoras en la calidad de la instrucción básica para que la intervención pública en el sector educación deje de ser regresiva.

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 empírica.

## Referencias

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. Lima Centro de investigación de la Universidad del Pacífico, Apuntes de Estudio 71.

Calónico, Sebastián y Hugo Ñopo

2007. "Returns to Private Education in Peru", IZA Discussion Paper No. 2711.

Corazzini, Arthur, Dennis Dugan y Henry Grabowski

1972. "Determinants and Distributional Aspects of Enrollment in U.S. Higher Education". *The Journal of Human Resources*, No. 1, vol. 7, pp. 39-59.

Glewwe, Paul y Hanan Jacoby

2004. "Economic Growth and the Demand for Education: Is there a Wealth Effect?" *Journal of Development Economics*, n.º 1, vol. 74, pp. 33-51.

1998. "School Enrollment and Completion in Vietnam: An Investigation of Recent Trends". En David Dollar, Paul Glewwe y Jennie Litvack (eds.). *Household Welfare and Vietnam's Transition*. Washington D.C.: The World Bank, pp. 201-234.

Instituto Nacional de Estadística e Informática (2007). Informe técnico: La pobreza en el Perú en el 2007. Lima.

Jacoby, Hanan

1994. "Borrowing Constraints and Progress through School: Evidence from Peru". *The Review of Economics and Statistics*, n.º 1, vol. 76, pp. 151-160.

Morón, Eduardo, Juan F. Castro y Cynthia Sanborn

2008. *Helping Reforms Deliver Inclusive Growth in Peru*. Lima: Center for Global Development; Documento de Discusión CIUP DD/08/06.

Yamada Gustavo y Juan F. Castro

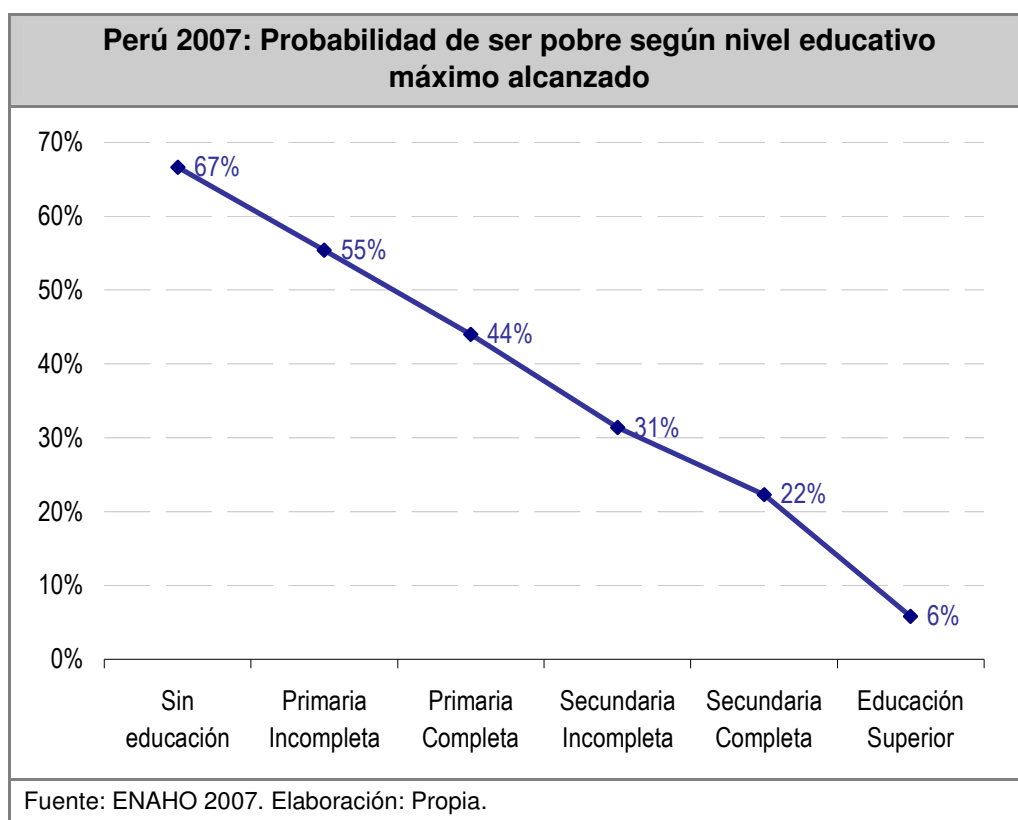
2007. *Poverty, Inequality and Social Policies in Perú: As poor as it gets*. Lima: Documento de Discusión CIUP DD/07/06.

Yamada Gustavo

2007. Retornos a la Educación Superior en el Mercado Laboral: ¿Vale la pena el esfuerzo?, Documento de Trabajo 78, Universidad del Pacífico.



## Anexo 1



## Anexo 2

Si bien las decisiones entre ahorro y consumo y entre estudiar o trabajar se determinan en simultáneo, es posible analizarlas por separado, pues la segunda decisión es la que establece la restricción presupuestaria relevante y las dotaciones iniciales que enfrenta el agente para decidir su consumo óptimo. Para determinar si el agente es deudor o acreedor en el primer periodo se debe comparar el  $C_1^*$  (decisión óptima) con  $Y_1$ , por lo que es necesario especificar una función de utilidad. En adelante, adoptaremos una función de utilidad logarítmica ( $U_t = \ln C_t$ ).

En el caso que el agente decida estudiar su consumo óptimo será  $C_1^{E*} = (w_0 - m + w_2 / (1+r)) / (1+\beta)$  por lo que ahorrará si  $w_2 < (w_0 - m)\beta(1+r)$ . Por otro lado, si el agente decide trabajar su consumo óptimo está dado por  $C_1^{T*} = (w_0 + w_1 + w_1 / (1+r)) / (1+\beta)$  con lo que ahorrará si  $w_1 < (w_1 + w_0)\beta(1+r)$ . En ambos casos, la probabilidad 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 periodo.

### Anexo 3

Ecuación de Mincer y coeficientes estimados utilizados para computar el salario esperado para mano de obra calificada y no calificada.

$$\text{Salario}_i = \alpha + \beta_{educ} \text{ años de educación}_i + \beta_{educ2} (\text{años de educación}_i)^2 + \beta_{exp} \text{ experiencia}_i + \beta_{exp2} (\text{experiencia}_i)^2 + \beta_{hom} \text{ hombre}_i + \beta_{solt} \text{ soltero}_i + \beta_{ind} \text{ indígena}_i + \beta_{rur} \text{ rural}_i + \mu_i$$

<b>Ecuaciones de Mincer<sup>a</sup></b>			
<b>Variable</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>
Años de Educación	-0.005	0.020	-0.009
Años de Educación <sup>2</sup>	0.005	0.004	0.006
Experiencia	0.029	0.032	0.039
Experiencia <sup>2</sup>	-0.001	-0.001	-0.001
Hombre	0.273	-0.091	-0.105
Soltero	-0.001	-0.111	-0.058
Indígena	-0.122	-0.099	-0.147
Rural	-0.837	-0.759	-0.682
Constante	2.124	2.258	2.492

Fuente: Cálculos propios.  
<sup>a</sup> Todas las variables son significativas con un 95% de confianza.

## Anexo 4

Si recordamos que la probabilidad de que el individuo (i) exhiba la característica en cuestión (asista a la educación superior) en el momento (t) viene dada por:

$$\Pr(y_{it} = 1) = F(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Gpc}_{it} + \alpha_2 \text{Prim}_{it} + x_{it}' \beta) \quad (4.1)$$

El efecto impacto de una variable continua (como el gasto per cápita del hogar) puede ser calculado de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} EI_{\text{Gpc}} &= \frac{\partial \Pr(y_{it} = 1)}{\partial \text{Gpc}_{it}} = \frac{\partial F(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Gpc}_{it} + \alpha_2 \text{Prim}_{it} + x_{it}' \beta)}{\partial \text{Gpc}_{it}} \\ &= f(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Gpc}_{it} + \alpha_2 \text{Prim}_{it} + x_{it}' \beta) \alpha_1 \end{aligned} \quad (4.2)$$

Donde  $f(\cdot)$  se refiere a la distribución marginal. En el caso de la logística (donde  $F(\cdot) = \exp(\cdot) / (1 + \exp(\cdot))$ ), la distribución marginal viene dada por  $f(\cdot) = \exp(\cdot) / (1 + \exp(\cdot))^2$

El valor estimado del efecto impacto puede ser hallado evaluando (4.2) en los coeficientes estimados y las medias muestrales de las variables involucradas. Formalmente:

$$\hat{EI}_{\text{Gpc}} = f(\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \bar{\text{Gpc}} + \hat{\alpha}_2 \bar{\text{Prim}} + \bar{x}' \hat{\beta}) \hat{\alpha}_1 \quad (4.3)$$

El efecto impacto de una variable discreta binomial ( $x_1$  por ejemplo puede ser estimado computando el diferencial de probabilidad acumulada de un individuo que exhibe el atributo ( $x_1 = 1$ ) respecto a otro que no ( $x_1 = 0$ ). Formalmente:

$$\begin{aligned} \hat{EI}_{x_1} &= F(\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \bar{\text{Gpc}} + \hat{\alpha}_2 \bar{\text{Prim}}_{it} + \hat{\beta}_1(1) + \hat{\beta}_2 \bar{x}_2 + \dots + \hat{\beta}_k \bar{x}_k) \\ &\quad - F(\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \bar{\text{Gpc}} + \hat{\alpha}_2 \bar{\text{Prim}}_{it} + \hat{\beta}_1(0) + \hat{\beta}_2 \bar{x}_2 + \dots + \hat{\beta}_k \bar{x}_k) \end{aligned} \quad (4.4)$$