



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Documento de Trabajo 54

**Pobreza e impactos heterogéneos de las políticas activas de empleo
juvenil: el caso de PROJOVEN en el Perú**

José Galdo, Miguel Jaramillo y Verónica Montalva

Lima, 2009

Los documentos de trabajo que publica el Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE) buscan difundir oportunamente los resultados de los estudios que realizan sus investigadores. En concordancia con los objetivos de la institución, su propósito es suscitar un intercambio con otros miembros de la comunidad científica que permita enriquecer el producto final de la investigación, de modo que esta llegue a aprobar sólidos criterios técnicos para el proceso político de toma de decisiones.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en estos documentos son responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente los puntos de vista de GRADE ni de las instituciones auspiciadoras.

Lima, 2009
Impreso en el Perú
700 ejemplares

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2009-14423
ISBN: 978-9972-615-49-8

© Grupo de Análisis para el Desarrollo, GRADE
Av. del Ejército 1870, San Isidro, Lima, Perú
Teléfono: 264-1780
Fax: 264-1882
postmaster@grade.org.pe
www.grade.org.pe

Director de Investigación: Martín Valdivia
Revisión de texto y cuidado de edición: Luis Andrade C.
Asistente de edición: Deysi G. Sánchez R.
Diagramación e impresión: Remanso Ediciones EIRL
Fotografía: PROJOVEN

CENDOC/GRADE

JARAMILLO, Miguel

Pobreza e impactos heterogéneos de las políticas activas de empleo juvenil: el caso de PROJOVEN en el Perú / José Galdo, Miguel Jaramillo y Verónica Montalva.
Lima: GRADE, 2009, 52 pp.
(Documento de Trabajo 54)

POBREZA / PROGRAMAS DE CAPACITACIÓN / JÓVENES /
EMPLEO JUVENIL / EVALUACIÓN DE PROYECTOS / PERÚ

ÍNDICE

Resumen	5
1. Introducción	7
2. El contexto económico y social de PROJOVEN	9
3. El programa PROJOVEN	13
3.1 Metas y tratamiento	13
3.2 Elegibilidad, participación y “descreme”	14
4. Datos de la evaluación	19
4.1 Comparación de las características medias previas al tratamiento	20
5. Impactos heterogéneos en PROJOVEN	23
5.1 Efectos del tratamiento sobre los individuos tratados por cuantiles (QTT)	23
5.2 Resultados de la regresión de cuantiles sobre los ingresos mensuales	25
6. Impactos del tratamiento según los niveles de pobreza	29
6.1 Medición del índice de pobreza de los hogares	29
6.2 Construcción del índice de pobreza	30
6.3 Impactos paramétricos del tratamiento	34
6.4 Estimados por emparejamiento (<i>matching</i>) de los impactos del tratamiento	36
7. Heterogeneidad y calidad de los servicios de capacitación	41
8. Conclusiones e implicancias para políticas	45
9. Referencias bibliográficas	47
Publicaciones recientes de GRADE	51

RESUMEN

El presente estudio analiza la relación entre la pobreza de los hogares y los impactos de políticas activas de promoción del empleo en el Perú. En particular, analizamos el Programa de Capacitación Laboral Juvenil PROJOVEN, que, desde 1996, ha beneficiado directamente a cerca de 50.000 jóvenes pobres. La situación de pobreza de los beneficiarios de PROJOVEN es aproximada con un índice basado en 21 activos de los hogares. Tres resultados principales emergen. Primero, las desigualdades demográficas y socioeconómicas encontradas entre los beneficiarios y la población elegible se deben principalmente a decisiones individuales de los jóvenes antes que a decisiones administrativas del operador del programa. Segundo, se observa alta heterogeneidad en la distribución de impactos por cuantiles de ingresos y fuertes diferencias en la distribución de impactos entre varones y mujeres. Tercero, la heterogeneidad de los impactos no se explica por el nivel de pobreza de los beneficiarios. Los más pobres entre los pobres se benefician igual del programa que los menos pobres. Es la entidad que proporciona los servicios de capacitación (calidad) la que explica la heterogeneidad de los impactos.

Palabras clave: capacitación, evaluación de programa, análisis factorial, pobreza, cuantiles, métodos de emparejamiento (*matching*)

Códigos de clasificación JEL: I38, H43, C13, C14

Este trabajo se ha llevado a cabo con el apoyo financiero y científico de la Red de Investigación de Política Económica y Pobreza (PEP) (www.pep-net.org), financiada por el gobierno del Canadá a través de la Agencia Canadiense de Desarrollo Internacional (ACDI/CIDA) (www.acdi-cida.gc.ca) y el Centro Internacional de Investigación para el Desarrollo (CIID/IDRC-Canadá) (www.idrc.ca), y la Agencia Australiana de Desarrollo (AusAID) (<http://www.ausaid.gov.au>). Agradecemos a Guillermo Cruces, Ana Dammert, Habiba Djebbari, Chris Ryan y a un lector anónimo por sus útiles comentarios y sugerencias. También agradecemos a los participantes en el seminario de la Red de Política Económica y Pobreza del 2007, en Lima.

1. INTRODUCCIÓN

Una de las regularidades empíricas más importantes que han surgido en la última década en el campo de la microeconometría es la amplia evidencia de que no todos los beneficiarios de programas y/o políticas sociales se benefician por igual (Heckman 2001). La literatura existente sobre la heterogeneidad de los impactos está principalmente basada en experimentos sociales realizados en países desarrollados, en programas de entrenamiento laboral (Heckman, Smith y Clements 1997), programas de seguro de desempleo (Black, Smith, Berger y Noel 2003) y programas de asistencia social (Bitler, Gelbach y Hoynes 2007, 2006). Para los países en desarrollo, hay escasa evidencia sobre la heterogeneidad de los impactos de las intervenciones públicas. Los estudios de Djebbari y Smith (2005) y Dammert (2007) son los primeros esfuerzos en explorar la heterogeneidad de los impactos de programas de transferencias condicionales en América Latina. Ambos estudios señalan que los impactos de estos programas sobre la pobreza y la nutrición son mayores en aquellos hogares que se encontraban a mejores niveles de riqueza y nutrición antes del programa. Evidencia análoga para programas públicos de capacitación y entrenamiento laboral en países en desarrollo es prácticamente inexistente.

En este estudio, analizamos si los más pobres entre los pobres se benefician menos de los programas públicos de capacitación y entrenamiento laboral en el Perú. Esta línea de investigación es de particular relevancia en el Perú, así como en muchos países en desarrollo, donde se observan grandes desigualdades en los ingresos al interior de los hogares pobres (Escobal, Saavedra y Torero 1998) y donde el sistema de capacitación público reproduce las condiciones iniciales de pobreza entre los jóvenes (Valdivia 1997; Jaramillo, Díaz y Ñopo 2007).

Para tal fin, utilizamos el Programa de Capacitación Laboral Juvenil PROJOVEN, que, desde 1996, ha capacitado a alrededor de 50.000 individuos pobres entre los 16 y 24 años de edad. Evaluaciones institucionales parciales han encontrado que PROJOVEN es una iniciativa relativamente exitosa con impactos positivos sobre los ingresos laborales y la calidad del empleo de los participantes (véase Galdo 1998; Ñopo, Saavedra y Robles 2001; y Chacaltana y Sulmont 2003). Estas estimaciones de efectos medios se basan en datos de cohortes individuales y se enfocan en impactos de corto plazo. Dos excepciones son los estudios de Chong y Galdo (2006) y Díaz y Jaramillo (2006), que usan información de cinco cohortes distintas para investigar los efectos de este programa en el corto y el mediano plazo. El primero investiga la relación entre la calidad de los servicios de capacitación y las subsecuentes ganancias de los beneficiarios, mientras que el segundo se enfoca en los impactos promedio de PROJOVEN.

En el presente estudio, evaluamos el impacto de PROJOVEN a lo largo de la distribución de los ingresos laborales. Se estiman los impactos en cada percentil de la distribución de ingresos para

varones y mujeres por separado. Nos centramos en impactos a corto y mediano plazo, utilizando un amplio conjunto de datos que incluye cinco diferentes cohortes de participantes entre los años 1996 y 2004. Asimismo, se explota información recogida en la línea basal sobre los activos del hogar para investigar la relación entre la pobreza de los hogares y los efectos heterogéneos del programa. Esto es importante para determinar la eficacia de PROJOVEN. Un programa que incrementa los ingresos laborales de los participantes más pobres podría considerarse más exitoso que uno que aumenta solamente los ingresos de los menos pobres.

Para estudiar la relación entre impactos heterogéneos del programa y la pobreza de los hogares, construimos un índice basado en información de activos de los hogares. La metodología básica consiste en aproximar el nivel socioeconómico de los participantes a través de un índice de los activos del hogar. Este método proporciona una técnica simple para crear una aproximación de pobreza a largo plazo cuando hay ausencia de datos de ingresos o gastos del hogar (Filmer y Pritchett 2001). Finalmente, en este estudio también exploramos la existencia de “descreme” en el programa PROJOVEN para determinar si el operador del programa y/o las entidades de capacitación seleccionan a los jóvenes elegibles con mayor potencial dada la existencia de reglas administrativas que penalizan los pagos a las entidades de capacitación que no concluyan la capacitación de los jóvenes.

Tres resultados principales emergen. Primero, cuando se evalúa el grado de “descreme” en el programa PROJOVEN, encontramos que son las opciones individuales de los individuos elegibles, antes que las decisiones administrativas, las que tienen mayor peso para explicar las desigualdades demográficas y socioeconómicas entre los beneficiarios del programa y la población elegible. Segundo, los efectos del programa sobre los diferentes cuantiles de ingreso muestran que los impactos del programa se concentran en un grupo relativamente pequeño de participantes. Asimismo, los impactos en los varones son menores respecto a los que experimentan las mujeres, pero están distribuidos de manera más uniforme. Tercero, tanto los modelos de estimación paramétricos como semiparamétricos encuentran que los más pobres entre los pobres se benefician igual del programa que los menos pobres. Es decir, en este estudio no encontramos evidencia de que los impactos del programa son heterogéneos dependiendo del nivel de pobreza inicial de los participantes. Los resultados sugieren que es el tipo de entidad de capacitación o la calidad del entrenamiento mismo que estas ofrecen lo que explica la fuerte heterogeneidad de los impactos del programa.

El documento está organizado de la siguiente manera: en la sección 2, presentamos brevemente el contexto institucional del programa PROJOVEN. La sección 3 proporciona una visión de conjunto del diseño y operación del programa. Luego, en la sección 4, presentamos una descripción de la base de datos. La sección 5 detalla los impactos heterogéneos en los diferentes cuantiles de ingresos. En la sección 6, desarrollamos el análisis del componente principal de los activos del hogar. En la sección 7, reportamos la relación estadística entre pobreza y los efectos heterogéneos del programa. Finalmente, la sección 8 presenta las conclusiones.

2. EL CONTEXTO ECONÓMICO Y SOCIAL DE PROJOVEN

El contexto económico en el que fue concebido el programa PROJOVEN fue el de una vigorosa recuperación económica luego de la implementación de una agresiva agenda de estabilización y reforma estructural en el país. De hecho, el Perú, a comienzos de la década de 1990, fue uno de los países que se movieron más rápidamente hacia la apertura de su economía, eliminando el control de precios (literalmente, de un día para otro) y restringiendo el papel del Estado en la economía. Al mismo tiempo, se implementaron reformas de política fiscal y monetaria a fin de restablecer un equilibrio macroeconómico básico y reducir la inflación.¹ Luego de un período de recesión inducida por tales ajustes, hacia 1993 la economía ya estaba creciendo y en los dos siguientes años se ubicó entre las economías de más rápido crecimiento en la región. Gracias a la rápida recuperación y una efectiva reforma tributaria, hacia 1995 la posición fiscal del país mejoró de manera dramática y los crecientes recursos fueron asignados al sector social.²

La liberalización del mercado financiero y del comercio contribuyó a reducir el precio relativo del capital físico, lo que permitió a las empresas adquirir nuevo capital y tomar trabajadores altamente calificados. Como resultado, el crecimiento del empleo se comportó de manera procíclica, pero no estaba distribuido de manera equitativa entre los diferentes grupos sociales o demográficos. De manera específica, tanto la tasa de desempleo (14 por ciento) como la tasa de subempleo (60 por ciento) entre los jóvenes resultaron más del doble que las correspondientes a los trabajadores adultos.³ Este grupo, en particular, parecía necesitar un apoyo adicional a fin de poder aprovechar el nuevo clima económico. En tal contexto, la respuesta política elegida fue proporcionar capacitación pertinente a los jóvenes en desventaja.

Los altos niveles de desigualdad en los gastos e ingresos en el Perú están muy bien documentados (Escobal et al. 1998). En el 2004, el gasto promedio mensual per cápita en zonas urbanas era, en promedio, ocho veces mayor para el quintil de ingresos más altos que para el quintil de ingresos más bajos. Por el lado del ingreso, la diferencia era aún mayor: el ingreso promedio mensual fue 14 veces mayor para el quintil más alto que para el más bajo. Debido a que la heterogeneidad en los ingresos de los participantes puede afectar la distribución de los efectos del programa, la distribución del ingreso

1 Véase Jaramillo y Saavedra (2005) para información detallada sobre las políticas económicas durante este período.

2 El crecimiento económico fue una condición para que el programa funcionara. Esta fue una lección de la experiencia chilena (Marín 2003).

3 La población urbana total en el Perú es de 18 millones de habitantes, de los cuales 25% están entre los 16 y 24 años de edad. La participación en la fuerza laboral de este grupo etario es considerable, llegando a más de un cuarto.

en la población objetivo de PROJOVEN, aproximadamente los dos quintiles más bajos del ingreso, constituye información de relevancia para el presente estudio.

El cuadro 1 presenta los indicadores de la distribución del ingreso para jóvenes y hogares de los dos quintiles de ingresos más bajos. Podemos observar que la brecha del ingreso per cápita entre el quintil de ingresos más bajo y el quintil inmediato superior es similar entre hogares y entre jóvenes, y que tal brecha es grande. De hecho, el ingreso laboral medio de los jóvenes que pertenecen al segundo quintil más bajo de ingresos es más del doble que el ingreso de los jóvenes más desfavorecidos. Además, se puede apreciar una desigualdad significativa dentro de cada quintil de ingresos. Valga anotar que la desigualdad es mayor dentro del quintil de menores ingresos, con una desviación estándar de cerca de 40 por ciento de la media, que dentro del quintil inmediatamente superior, en el que la desviación estándar es cerca del 20 por ciento de la media. Estos datos ya sugieren un potencial de heterogeneidad del impacto en el programa PROJOVEN a lo largo de los ingresos antes del tratamiento.

Cuadro 1
Perú: Heterogeneidad de ingresos entre los pobres (en dólares)

Jóvenes	Ingreso mensual mínimo	Ingreso mensual máximo	Media	Desviación estándar
Lima Metropolitana				
Quintil de ingresos más bajo	6	47	32	11
Quintil de ingresos segundo más bajo	47	93	75	15
Área urbana				
Quintil de ingresos más bajo	1	47	30	13
Quintil de ingresos segundo más bajo	47	93	73	14
Hogar	Ingreso mensual mínimo	Ingreso mensual máximo	Media	Desviación estándar
Lima Metropolitana				
Quintil de ingresos más bajo	0	124	77	36
Quintil de ingresos segundo más bajo	127	211	173	25
Área urbana				
Quintil de ingresos más bajo	0	124	82	31
Quintil de ingresos segundo más bajo	124	211	172	51

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO 2004).

La desigualdad en ingresos típicamente va de la mano con inequidades en la educación y en el mercado laboral, hasta cierto punto. Estos tres indicadores pueden influir en el nivel del beneficio obtenido por los participantes en el programa PROJOVEN. De hecho, a pesar de que el nivel de instrucción es relativamente alto entre los jóvenes urbanos, hay diferencias significativas a lo largo de la distribución del ingreso. Mientras que para los jóvenes del quintil más pobre el porcentaje de individuos con educación secundaria completa en el 2004 era 72 por ciento en Lima Metropolitana y 60 por ciento en el área urbana, este porcentaje alcanzó 90 por ciento en las dos áreas para los jóvenes

del quintil con más altos ingresos. De manera similar, el porcentaje de jóvenes con educación superior fue 31 por ciento en Lima Metropolitana y 25 por ciento en el área urbana para el quintil más pobre, mientras que para el quintil de más altos ingresos fue cerca del 66 por ciento para ambas áreas.

Los resultados de la población objetivo en el mercado laboral son también un factor crucial por considerar en los programas de capacitación. Las tasas de desempleo para los individuos jóvenes pobres (21 por ciento) son más del doble que las de los jóvenes no pobres (9 por ciento). Es más, las tasas de actividad no son solamente desiguales entre ellas, sino que la proporción de los jóvenes pobres ocupados en trabajos familiares no remunerados alcanza casi 25 por ciento, lo que es mucho más que el 12 por ciento observado para los jóvenes no pobres. Más aún, las brechas de ingresos laborales para los jóvenes no son solo consistentemente grandes a lo largo del perfil edad-ingresos, sino que aumentan a lo largo de los años. Mientras que los ingresos laborales promedio de los individuos no pobres con edades de 15 y 24 años son aproximadamente 60 y 150 dólares, respectivamente, los ingresos laborales medios de los individuos pobres son bastante planos (45 dólares) a lo largo de todo el perfil edad-ingresos de los jóvenes (15 a 24 años de edad).⁴ Este importante dato, también documentado en Saavedra y Chacaltana (2001), respalda el enfoque de políticas activas en el mercado laboral en este grupo marginal y, al mismo tiempo, apoya la estrategia de usar grupos de control dentro de la población pobre para la evaluación de impacto del programa PROJOVEN. Condicional en un conjunto de variables observables, la identificación de los impactos del tratamiento es posible porque los resultados de interés (ej., ingresos laborales) tendrán una evolución similar entre el grupo de beneficiarios y el grupo de comparación en ausencia del programa.

En resumen, el nivel educativo promedio de los jóvenes es relativamente alto, pero está distribuido de manera inequitativa: los jóvenes más pobres tienden a tener niveles de instrucción significativamente más bajos y, naturalmente, los ingresos son bajos entre los jóvenes pobres. Además, encontramos una variación significativa en ingresos tanto dentro del quintil más pobre como entre los dos quintiles más pobres de la distribución del ingreso. Esto significa que no todos los participantes se encuentran en igual condición para aprovechar el programa PROJOVEN, y que este es susceptible de presentar impactos heterogéneos.

4 Estos datos también son de la ENAHO 2004.

3. EL PROGRAMA PROJOVEN

3.1 Metas y tratamiento

El Programa de Capacitación Laboral Juvenil PROJOVEN es una política laboral en curso que busca mejorar la productividad y empleabilidad de jóvenes de escasos recursos a través de servicios de capacitación ocupacional. PROJOVEN fue diseñado como un programa orientado por la demanda, con entidades de capacitación públicas y privadas que compiten por recursos públicos a través de un proceso de licitación. Inicialmente, solo operaba en Lima Metropolitana, pero a partir de 1999, se expandió a otras ciudades, y para el 2005, ya operaba en once ciudades. Desde su creación, en 1996, y por más de una década, alrededor de 50.000 individuos pobres, no escolares, desempleados, de entre 16 y 24 años de edad, fueron seleccionados como beneficiarios de PROJOVEN; alrededor de 600 entidades de capacitación han participado en el programa, proporcionando más de 2.500 cursos de entrenamiento vocacional.

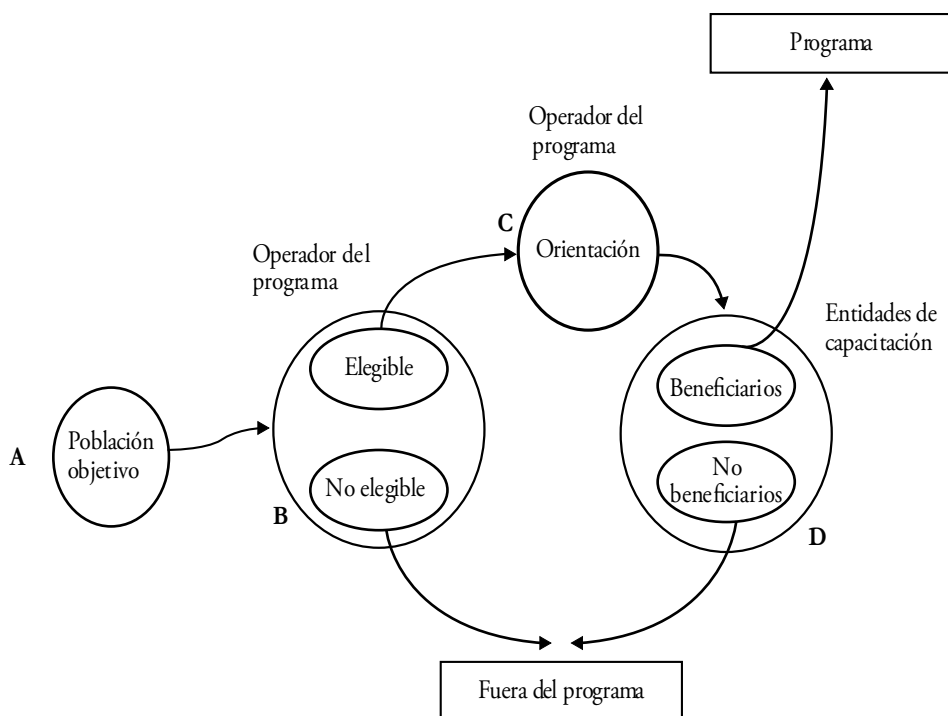
El programa PROJOVEN proporciona financiamiento para la capacitación en oficios de baja calificación. El tratamiento consiste en una mezcla de formación teórica en clase y de práctica laboral, organizada en dos fases secuenciales. La primera consiste en 300 horas de clases en una entidad de capacitación, aproximadamente cinco horas al día por tres meses. El programa cubre el costo total de los cursos. Además, el programa proporciona durante esos tres meses una subvención diaria de 2 dólares por día para varones o mujeres sin hijos, para cubrir el transporte y el almuerzo, y de 3 dólares para mujeres con hijos menores de 6 años de edad, para cubrir los gastos de puericultura. En la segunda fase, las entidades de capacitación deben colocar a los beneficiarios en empresas manufactureras privadas donde puedan adquirir experiencia ocupacional remunerada por un período adicional de 3 meses.

A fin de asegurar la experiencia ocupacional remunerada, el programa se apoya en un mecanismo impulsado por la demanda y estipula que las entidades de capacitación deben presentar, como parte de su oferta, acuerdos formales con las empresas privadas en las que garanticen las pasantías remuneradas (por la empresa) para cada participante, con una remuneración no menor que el salario mínimo mensual. Este diseño obliga a una estrecha relación entre el contenido de los cursos de la capacitación y la calificación laboral requerida por la empresa y una coordinación estrecha entre las entidades capacitadoras y las empresas, no solamente para el diseño sino también para la implementación de los cursos. Como resultado, la cobertura de este programa es limitado debido a un costoso diseño (cerca de 515 dólares por participante) y un paquete de servicios relativamente intenso.

3.2 Elegibilidad, participación y “descreme”

El diagrama 1 muestra la dinámica del proceso de selección de beneficiarios para cada cohorte. La estrategia de difusión del programa (posición A) constituye el primer esfuerzo formal para llegar a la población objetivo informando a los potenciales participantes sobre los beneficios y reglas del programa. Este primer filtro, a cargo del operador del programa y a través de las oficinas de capacitación local, se centra solamente en aquellos vecindarios con una alta concentración de hogares por debajo de la línea de pobreza. Los potenciales participantes atraídos por los beneficios esperados y los costos de oportunidad percibidos se presentan por su propia voluntad en los centros de matrícula (posición B), donde personal calificado determina su condición de elegibilidad. Un sistema estandarizado de focalización basado en cuatro variables observables (nivel de pobreza, edad, condición en el mercado laboral y salarios previos al tratamiento) determina quién es elegible y quién no. El aparentemente bajo porcentaje de errores en este sistema de selección o focalización demuestra que la combinación de una autoselección con una evaluación individual de indicadores objetivos ha sido efectiva.⁵ Según las reglas operativas del programa, este proceso concluye cuando el número total de individuos elegibles excede en 90 por ciento el número total de espacios disponibles en cada programa.

Diagrama 1
Proceso de selección de beneficiarios de PROJOVEN, 1996-2004



5 Se ha documentado que los errores de focalización están por debajo del 10 por ciento (Arróspide y Egger 2000).

La condición de elegible no garantiza la participación del individuo en el programa. El operador del programa, el Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo, invita a los individuos elegibles a un proceso de orientación (posición C), donde ellos escogen los cursos que quieren tomar, por orden de llegada. Este proceso culmina cuando el número de individuos elegibles excede en 75 por ciento el número de espacios disponibles en cada curso. Finalmente, el operador envía este grupo final de postulantes elegibles a las entidades capacitadoras (posición D). Este es el único paso en el proceso en el que las capacitadoras intervienen en la selección de participantes y en el que no se utilizan criterios estandarizados, pues cada entidad aplica para ello sus propias reglas.

Puesto que existe un sistema de pagos condicionales basados en el desempeño de la entidad de capacitación y su flexibilidad para seleccionar individuos entre la población de elegibles, los centros de capacitación tienen un fuerte incentivo para matricular solamente a aquellos con el más alto potencial para completar y tener éxito en los cursos.⁶ Por consiguiente, el “descreme”, inducido por dichos estándares de desempeño, es una preocupación legítima en el programa PROJOVEN debido a su contribución a las desigualdades en la prestación de servicios (Anderson, Burkhauser y Raymond 1993).

La disponibilidad de datos administrativos con los que se puede identificar a los participantes entre los elegibles ofrece la oportunidad de esclarecer si ha existido “descreme” a partir de las decisiones de autoselección de los postulantes. Entre 1996 y 2004, período para el cual contamos con información actualmente, existen 21.253 individuos elegibles que corresponden a la primera, segunda, cuarta, sexta y octava cohortes del programa en Lima Metropolitana. Una simple comparación entre las características observables de elegibles y de participantes muestra que difieren en varias dimensiones asociadas a variables de capital humano y pobreza. En promedio, los elegibles son de mayor edad y la mayoría son varones. Además, los individuos elegibles tienen, en promedio, un menor nivel educativo que los beneficiarios. Más aún, el análisis de las características de la vivienda sugiere que existen algunas diferencias en el nivel socioeconómico entre la población elegible y los jóvenes beneficiarios, en particular en la sexta y octava cohortes. Finalmente, podemos observar que, para todas las cohortes, un mayor porcentaje de jóvenes elegibles estaban empleados al momento de registrarse en el programa.

Las reglas del programa sugieren que los centros de capacitación pueden tener la facultad de seleccionar a los beneficiarios entre la población de elegibles y, por tanto, puede surgir un indeseado “descreme” debido a decisiones administrativas. Sin embargo, una observación más detallada de los datos revela que 47 por ciento de los jóvenes elegibles registrados para participar en PROJOVEN se retiran antes de ser derivados a los centros de capacitación. Este es un alto porcentaje, considerando el período relativamente corto (dos a tres meses) entre el momento del registro como elegible y aquel en que se les asigna un curso. En la práctica, esto significa que, en promedio, debido a las reglas relacionadas con el número de vacantes disponibles en el programa, las entidades de capacitación

6 Los pagos están estructurados en términos per cápita de acuerdo con el siguiente esquema: 100, 80, 60 y 30 por ciento si completan ambas fases del programa, por lo menos un mes de capacitación ocupacional, solamente capacitación teórica y por lo menos un mes de capacitación teórica, respectivamente.

no tienen mucho espacio para seleccionar a los individuos participantes. De hecho, la tasa elegibles: participantes es menor de 1,25:1,0. Esta evidencia sugiere que, entre los jóvenes elegibles, son las opciones voluntarias, antes que las decisiones administrativas, las que tienen mayor peso para explicar las desigualdades demográficas en la participación de estos jóvenes en el programa.

A fin de identificar qué características están asociadas con la participación en el programa PROJOVEN, se estimó un modelo *probit* para cada cohorte, donde el valor 1 fue asignado a los beneficiarios (aquellos inscritos en un curso) y 0 a los elegibles que no concluyeron con el proceso de aplicación (posiciones C y D del diagrama 1). Teóricamente, podríamos esperar que los candidatos que se retiran sean aquellos que enfrentan los mayores costos directos y de oportunidad, o que esperan menores retornos de su participación. Los costos de oportunidad serán mayores para aquellos que tienen relativamente un mayor acervo de capital humano, aquellos que ya cuentan con un trabajo, y aquellos que necesitarían viajar mayores distancias para acceder a los centros de capacitación. Los primeros dos grupos, además, podrían esperar menores retornos de su participación. La participación en el programa y la riqueza del hogar pueden tener una correlación positiva debido a preferencias intertemporales, en la medida en que los hogares más pobres valoran más el ingreso actual que en el futuro.

El cuadro 2 presenta los resultados.⁷ El género es una variable significativa para tres de las cinco cohortes. Los varones son más susceptibles de retirarse para todas las cohortes, excepto para la sexta. Los resultados también indican una relación inversa entre la edad y la participación, que es estadísticamente significativa para seis de las ocho cohortes. Son los mayores los que tienden a retirarse, hecho que tiene sentido, debido a los mayores costos de oportunidad. El nivel educativo es también un indicador a lo largo de la mayoría de cohortes. Los jóvenes elegibles con mayor grado de instrucción tienden a participar en el programa. Esto parece ser un resultado contraintuitivo, ya que estos jóvenes afrontan los mayores costos de oportunidad. Sin embargo, es posible que el efecto de las preferencias intertemporales domine los efectos de costos de oportunidad entre esta población desfavorecida debido a la fuerte relación entre pobreza y nivel educativo. Por consiguiente, el nivel educativo resulta un *proxy* del nivel socioeconómico. La evidencia respecto a las características de la vivienda ofrece algún sustento para tal interpretación, ya que las estimaciones sugieren que un nivel socioeconómico bajo está asociado con el retiro de los candidatos. Sin embargo, la evidencia no es concluyente, pues hay algunos resultados mixtos a lo largo de las cohortes. La octava cohorte, la que cuenta con más observaciones y covariantes, muestra con la mayor claridad la relación inversa entre pobreza y participación.⁸

7 Las variables utilizadas difieren de aquellas en los cuadros 3 y 4 debido a limitaciones en la base de datos de los elegibles.

8 Benavides (2006) presenta evidencia cualitativa, proveniente de entrevistas con jóvenes pobres residentes en vecindarios donde el programa opera. Esta evidencia sugiere que los costos de participación son causantes de la decisión de retirarse. Desafortunadamente, a partir de los datos disponibles, no podemos identificar a los individuos elegibles que se retiran y no son escogidos por las entidades capacitadoras.

Cuadro 2
PROJOVEN: Estimaciones de coeficientes de modelos *probit* de participación
en el programa entre los elegibles

covariantes	Coeficientes											
	1.ª cohorte		2.ª cohorte		4.ª cohorte		6.ª cohorte		8.ª cohorte			
	Coef.	valor p	Coef.	valor p	Coef.	valor p	Coef.	valor p	Coef.	valor p		
constante	0,032	0,920	-0,119	0,610	-0,321	0,1	-0,090	0,650	-0,360*	0,071		
A. Sociodemográficas												
edad	-0,015	0,160	-0,002	0,850	-0,010	0,240	-0,0232***	0,004	-0,015*	0,057		
sexo	-0,077	0,130	-0,137***	0,001	-0,048	0,240	0,106***	0,008	-0,094***	0,006		
nivel educativo												
máximo secundaria	0,641***	0,005	0,174	0,250	0,439***	0,005	0,732***	0,000	0,819***	0,000		
superior	0,800**	0,013	0,239	0,370	0,856***	0,007	0,101	0,900	1,056***	0,000		
B. Información laboral												
empleado	-0,042	0,540	0,000	0,990	0,013	0,830	-0,076	0,130	-0,074**	0,037		
ingreso mensual	0,056	0,330			0,000	0,001	0,000	0,660		0,000		
participación en cursos de cap.	-0,067	0,330	0,071	0,530	-0,049	0,470	0,043	0,430	0,091	0,240		
horas de capacitación	-0,00171***	0,003	-0,003	0,900	0,000	0,510	0,000	0,610	0,000	0,770		
C. Características del hogar												
piso: alta calidad	-0,108*	0,052	0,166	0,140	0,031	0,850	-0,205	0,310	0,461**	0,043		
techo: alta calidad	0,058	0,300	-0,020	0,970	0,050	0,230	-0,052	0,230	0,069*	0,069		
baño: tiene servicio hig.	-0,074	0,190	0,002	0,970	0,031	0,520	0,029	0,470	0,054	0,130		
D. Nivel educativo jefe del hogar												
máximo secundaria							-0,065	0,100	-0,005	0,880		
superior							0,008	0,930	-0,242***	0,010		
Observaciones	2,650		3,691		4,308		4,489		5,595			

Nota: *10% significancia, **5% significancia, ***1% significancia.

4. DATOS DE LA EVALUACIÓN

De 1996 al 2004, los datos de evaluación de PROJOVEN consisten en 10 diferentes submuestras asociadas con cinco cohortes distintas de beneficiarios de Lima, y las correspondientes cinco muestras de grupos de comparación.⁹ Las submuestras de beneficiarios son seleccionadas por el operador del programa a partir de una muestra aleatoria estratificada de la población de participantes de la primera, segunda, cuarta sexta y octava convocatorias del programa.¹⁰

Con el propósito de acceder a la misma población objetivo, los individuos presentes en las correspondientes submuestras de comparación son seleccionados de una muestra aleatoria de hogares del “vecino más cercano” (*nearest neighbour*), ubicada en el mismo vecindario que aquellos beneficiarios incluidos en la muestra de evaluación. En particular, una vez que se escoge a los individuos del grupo de tratamiento, se selecciona una muestra de individuos del grupo de comparación por medio de una encuesta aplicada en los mismos vecindarios pobres donde viven los individuos del grupo beneficiario. El operador del programa usa los mismos instrumentos de elegibilidad aplicados en la muestra de individuos tratados y realiza un emparejamiento (*matching*) de cada beneficiario a un vecino aleatorio que tenga el mismo sexo, edad, nivel de instrucción, situación ocupacional y condición de pobreza inicial. La dimensión del vecindario puede servir para controlar algunos hechos no observables, como segregación geográfica, costos de transporte y ubicación de la empresa, que pueden afectar la propensión a trabajar y los potenciales resultados. Como veremos más adelante, este costoso diseño de la evaluación ayuda enormemente con los problemas de soporte común en los datos.

Para cada combinación de los grupos de beneficiarios y de comparación, tenemos un panel de datos recogidos en cuatro rondas: una encuesta de línea de base y tres de seguimiento a los 6, 12 y 18 meses después de culminado el programa. La encuesta de línea de base brinda abundante información para todas las variables que definen la condición de elegibilidad aplicada a ambos grupos y en el mismo tiempo del calendario. Esta rica data contiene, además, datos demográficos, información detallada del mercado laboral, características de la vivienda, incluyendo fuente de agua potable, servicios higiénicos e infraestructura (tipo de materiales utilizados para el piso, techo y paredes), que se utilizará posteriormente en la construcción de un índice de pobreza. De hecho, se cuenta con información

9 Estos períodos se extienden, respectivamente, de noviembre de 1996 a abril de 1997; febrero de 1998 a julio de 1998; marzo de 1999 a agosto de 1999; junio del 2000 a diciembre del 2000; y agosto del 2001 a enero del 2002. Este estudio no incorpora información de PROJOVEN para ciudades del interior del país ni para cohortes después del 2004.

10 El número total de participantes en estas cinco cohortes es 1.507, 1.812, 2.274, 2.583 y 3.114, respectivamente. El correspondiente número de individuos tratados en la muestra aleatoria es 299, 321, 343, 405 y 421.

sobre variables relevantes que afectan tanto la decisión de participar en el programa como las variables de impacto en el mercado laboral. Asimismo, las encuestas de seguimiento brindan información detallada del mercado laboral para los grupos beneficiario y de comparación, utilizando las mismas definiciones y variables que los instrumentos de línea de base. Esto minimiza los posibles sesgos por un desfase en la medición de las variables, que es una de las principales críticas en este tipo de estudios con datos no experimentales (Smith y Todd 2005). La tasa de respuesta a la encuesta inicial fue de 100 por ciento y las tasas de desgaste son bajas, entre 4 por ciento (12 meses después del programa) y 7 por ciento (18 meses después del programa).¹¹

4.1 Comparación de las características medias previas al tratamiento

El cuadro 3 compara las características demográficas, socioeconómicas y laborales de los grupos de beneficiarios y de comparación previas al tratamiento y para cada una de las cinco cohortes. La columna 2 muestra las medias utilizando una muestra consolidada, y las columnas 3 a 7 presentan las medias para cinco cohortes diferentes. En cuanto a características demográficas y socioeconómicas, el panel A muestra la efectividad de la estrategia del “vecindario” para balancear la distribución de las variables que determinan la condición de elegibilidad. Ambos grupos tienen la misma edad promedio (19), proporción de cada sexo (42 por ciento son varones) y grado de educación (85 por ciento han completado la secundaria). Los valores p para todos los programas no rechazan la hipótesis nula de igualdad de medias. Sin embargo, los datos muestran que las variables *situación marital* e *hijos* tienen diferentes distribuciones para el grupo de beneficiarios y el grupo de comparación. Los valores p rechazan la hipótesis nula de igualdad de medias en todos los casos.

El panel B compara las características del mercado laboral en las muestras de individuos beneficiarios y de comparación. Ambos grupos tienen la misma proporción de individuos dentro y fuera de la fuerza de trabajo. Aproximadamente 52, 25 y 22 por ciento de individuos estaban, respectivamente, empleados, desempleados e inactivos. Estas diferencias no significativas son consistentes a lo largo de todas las cohortes. El tipo de trabajo, sin embargo, describe un escenario algo diferente. Una mayor proporción de individuos del grupo de comparación estaban trabajando en el sector privado formal (63 versus 54 por ciento), mientras que una mayor proporción de individuos beneficiarios eran trabajadores familiares no asalariados (17 versus 10 por ciento). Asimismo, una comparación de ingresos mensuales muestra, consistentemente, que los beneficiarios tienen, en promedio, menores ingresos que los individuos en el grupo de comparación, resultado que se observa a lo largo de todas las cohortes.

El panel C muestra el análisis de las características de la vivienda. Los resultados indican que una mayor proporción de individuos beneficiarios viven en casas con mejor infraestructura y con acceso a inodoro y agua potable entubada. Sin embargo, estas diferencias no son significativas para varias de las cohortes. Finalmente, el grado de instrucción alcanzado por el jefe del hogar es similar para ambas muestras.

11 Para la cohorte 8, solamente tenemos datos de las dos primeras encuestas de seguimiento.

En resumen, el cuadro 3 muestra que los grupos de beneficiarios y de comparación son similares en varias dimensiones, incluido el sexo, la edad, el grado de instrucción, la educación del jefe del hogar, la capacitación previa y el tamaño de la familia. Este resultado revela la eficacia del uso del método del “vecino más cercano” para construir la muestra de comparación por el balance de todas las variables que definen la condición de elegibilidad entre los grupos tratados y los no tratados. Por otro lado, los datos revelan también algunas diferencias significativas en tres variables claves: *situación marital*, *número de hijos* y *trabajadores familiares no asalariados*, que tienen que ser consideradas en cualquier estrategia empírica que pretenda evaluar la efectividad del programa.

Cuadro 3. PROJOVEN: Resumen de estadísticos para los grupos de individuos tratados y de comparación

	Datos consolidados		1. ^a cohorte		2. ^a cohorte		4. ^a cohorte		6. ^a cohorte		8. ^a cohorte	
	tratados	comparación	trat.	comp.	trat.	comp.	trat.	comp.	trat.	comp.	trat.	comp.
A. Sociodemográficos												
edad	19,64	19,75	19,75	20,24	20,24	20,23	20,19	19,96	19,42	19,66	18,75	18,73
sexo (%)	42,94	42,53	43,62	43,29	44,03	44,15	40,70	40,92	42,72	42,46	43,64	42,20
nivel educativo (%)												
primaria incompleta	0,87	0,72	1,67	0,68	0,00	0,00	0,60	0,54	1,78	1,64	0,28	0,61
primaria completa	4,43	6,20	5,36	7,21	4,63	5,84	4,38	6,77	5,04	7,12	2,89	3,97
secundaria incompleta	8,80	7,95	7,71	7,90	8,27	7,14	13,16	10,29	9,49	8,49	5,49	5,50
secundaria completa	85,64	85,00	85,23	84,19	86,09	86,66	81,50	82,11	83,67	82,73	91,32	89,90
situación marital (%)												
soltero/a	91,26	77,34	91,27	69,41	90,72	76,62	90,90	77,23	89,02	77,53	94,21	85,01
casado y/o conviviente	8,17	22,04	8,38	29,89	8,60	22,40	9,09	22,76	10,38	21,64	4,62	14,37
otros	0,56	0,60	0,33	0,68	0,66	0,97	0,00	0,00	0,59	0,82	1,15	0,61
con hijos (%)	14,16	25,84	15,10	31,95	14,56	30,19	15,05	23,57	15,72	26,84	10,69	17,73
número de hijos	1,21	1,29	1,37	1,33	1,15	1,30	1,22	1,34	1,22	1,28	1,05	1,13
B. Información laboral												
situación ocupacional (%)												
empleado	51,50	52,11	50,34	51,89	53,97	55,52	48,90	49,32	54,30	54,25	50,00	49,85
subempleado	26,03	26,57	26,51	30,24	26,82	25,97	25,71	25,75	18,40	19,18	32,66	33,03
no activo	22,47	21,33	23,15	17,87	19,21	18,51	25,39	24,93	27,30	26,58	17,34	17,13
tipo trabajo (%)												
independiente	10,42	10,90	17,11	18,90	12,58	10,06	6,26	8,67	10,08	12,38	6,93	5,50
sector privado	27,34	32,22	16,44	28,17	28,47	30,51	27,58	28,72	29,97	32,87	32,94	40,67
sector público	0,37	0,48	0,33	1,10	0,66	0,32	0,62	0,00	0,00	0,54	0,28	0,61
trab. familiar/hogar no remunerado	18,22	9,81	24,16	4,12	20,19	18,50	17,86	12,73	19,28	9,86	10,69	3,36
ingresos mensuales	91,43	127,39	73,97	142,00	102,54	126,00	99,84	115,10	89,82	131,83	90,57	123,00
cursos capac. previos	22,65	23,13	20,13	23,71	19,53	22,72	31,97	24,39	27,59	22,19	14,16	22,62
horas de capacitación	58,02	56,64	60,66	36,60	25,15	40,13	105,00	40,28	81,08	84,90	17,83	76,95
C. Características del hogar												
miembros hogar/habitación	3,12	2,87	3,30	3,05	2,50	2,49	3,77	3,30	2,83	2,80	3,20	2,68
piso: alta calidad	33,56	33,61	57,85	22,71	68,30	68,43	24,77	23,58	22,23	19,56	24,72	26,31
techo: alta calidad	35,47	27,05	37,79	12,83	42,16	42,24	36,25	26,02	31,28	22,55	32,97	22,51
paredes: alta calidad	67,64	63,44	63,87	57,43	75,00	75,49	70,00	66,23	63,24	54,89	62,91	58,19
agua potable	69,12	56,89	69,23	49,66	82,68	55,42	57,58	28,73	---	---	---	---
inodoro	63,32	59,33	66,88	56,41	69,93	66,36	47,13	41,73	69,21	60,05	58,76	55,56
D. Nivel educativo del jefe del hogar												
padre (%)	27,00	31,99	---	---	27,15	26,95	23,20	23,31	27,30	36,44	30,06	41,59
secundaria completa												
madre (%)	18,02	21,77	---	---	17,88	18,83	15,99	17,34	15,54	23,84	22,54	27,22
secundaria completa												
N	1,602	1,660	2,98	2,91	3,02	3,08	3,19	3,69	3,37	3,65	3,46	3,27

5. IMPACTOS HETEROGÉNEOS EN PROJOVEN

En esta sección examinamos los impactos heterogéneos del programa PROJOVEN utilizando como variable de resultado los ingresos laborales obtenidos después de la participación en el programa. El parámetro estimado es el efecto de tratamiento sobre los beneficiarios por cuantiles (QTT).

5.1 Efectos del tratamiento sobre los individuos tratados por cuantiles (QTT)

La regresión por cuantiles ha sido utilizada para abordar el impacto heterogéneo en el contexto de los programas de capacitación (Heckman et al. 1997; Friedlander y Robins 1997; Abadie, Angrist e Imbens 2002); programas de reforma de la seguridad social (Bitler et al. 2006, 2007); programas de transferencias condicionales de dinero en efectivo (Djebbari y Smith 2005, Dammert 2007); y programas de seguro de desempleo (Black et al. 2003). El atractivo de este método estriba en su flexibilidad para acomodar la heterogeneidad observada y no observada (Djebbari y Smith 2005) y en la evidencia de que la variación intragrupal en efectos de tratamiento por cuantil excede en gran manera a la variación intergrupala en cuanto al impacto promedio (Bitler et al. 2006).

Esta técnica proporciona un marco conveniente para examinar cómo varía el impacto en los diferentes cuantiles de la distribución de resultados en el estado contrafactual de no participación. Definamos Y_1 y Y_0 como los resultados de interés (ej. ingresos laborales) en los estados de participación ($T=1$) y no participación ($T=0$). Las correspondientes distribuciones acumulativas se denotan como:

$$F_1(y) \equiv \Pr[Y_1 \leq y] \quad \text{y} \quad F_0(y) \equiv \Pr[Y_0 \leq y]$$

Podemos, entonces, definir el efecto del tratamiento por cuantiles como:

$$\Delta_{OTE|T=1} = y_{1|T=1}^q - y_{0|T=1}^q,$$

donde el q -ésimo cuantil de cada distribución es definido por:

$$y_{j|T=1}^q = \inf \{ y : F_j(y) \geq q | T = 1 \}, j = 0, 1$$

Este parámetro de interés da la diferencia en ingresos entre los miembros del grupo de beneficiarios y de comparación en cualquier percentil dado, condicional a la participación en el programa. Nótese que este parámetro no identifica de manera directa la distribución de impactos, que se refiere

al impacto del programa en los ingresos de un individuo en ese percentil, a menos que el programa satisfaga supuestos muy fuertes.¹²

Para estimar efectos heterogéneos, utilizamos la regresión por cuantiles de los ingresos mensuales (Y) sobre un intercepto y el indicador de participación. El impacto estimado para una distribución dada del cuantil q es el coeficiente del indicador de participación.¹³ Sin supuestos adicionales, los coeficientes de la regresión por cuantiles no tienen necesariamente una interpretación causal. Por lo tanto, asumimos que existe “selección en observables” para corregir la autoselección en el programa y estimar efectos causales (Heckman et al. 1997). Para tal fin, usamos la metodología de la ponderación inversa del puntaje de propensión (*inverse propensity score-weighting*) (Imbens 2004). Denotando el puntaje de propensión estimado para la persona i como $\hat{p}_i(x)$, definimos la ponderación inversa del puntaje de propensión para los individuos en los grupos de beneficiarios y de comparación como:

$$\hat{w}_{1,i} = \frac{T_i}{\sum_{l=1}^n T_l} \quad \text{y} \quad \hat{w}_{0,i} = \frac{\hat{p}_i(x)}{1 - \hat{p}_i(x)} \cdot \frac{1 - T_i}{\sum_{l=1}^n T_l} \quad (1)$$

Estas fórmulas son usadas para estimar los efectos del programa sobre los individuos tratados.¹⁴ Las funciones empíricas de distribución acumulativas (*CDF*) para Y_1 y Y_0 pueden ser expresadas ahora como:

$$\hat{F}_1(y) = \frac{(1/n_1) \sum_{i=1}^{n_1} \hat{w}_{1,i} I(Y_1 \leq y)}{\sum_{i=1}^{n_1} \hat{w}_{1,i}} \quad \text{y} \quad \hat{F}_0(y) = \frac{(1/n_0) \sum_{i=1}^{n_0} \hat{w}_{0,i} I(Y_0 \leq y)}{\sum_{i=1}^{n_0} \hat{w}_{0,i}} \quad (2)$$

Donde $n = n_1 + n_0$ es el número total de individuos beneficiarios y de comparación e $I(\cdot)$ es una variable indicador. Este procedimiento corrige el sesgo al estimar los cuantiles de las distribuciones contrafactuales en los estados de participación y no participación bajo el supuesto de selección en observables y con la simple diferencia de los cuantiles en la muestra como estimados consistentes de los cuantiles en la población (Firpo 2007).

Para la implementación del método de ponderación, calculamos el puntaje de propensión (*propensity score*) que predice la probabilidad de que el individuo i esté en el grupo de tratamiento, condicionado a un amplio set de covariantes X , $P(T = 1 | X = x)$. Estimamos un modelo *logit* sujeto a la prueba de balance sugerida por Dehejia y Wahba (1999).¹⁵ El conjunto de covariantes condicionantes

12 Si la jerarquía (orden) de individuos en la distribución de resultados se mantiene antes y después del tratamiento, entonces este estimador también nos da información sobre la distribución del impacto (Heckman et al. 1997).

13 Por ejemplo, el cálculo del efecto del tratamiento en el cuantil 0,50 requiere tomar la mediana de la muestra del grupo de beneficiarios y sustraer la mediana de la muestra del grupo de comparación.

14 Alternativamente, Bitler et al. (2006) definen $\hat{w}_i = \frac{T_i}{\hat{p}_i(x)} + \frac{1 - T_i}{1 - \hat{p}_i(x)}$ para estimar los efectos del tratamiento en toda la población.

15 Modelos paramétricos de puntaje de propensión que pasan las pruebas estándar de balance se consideran como válidos porque ponderan la distribución de covariantes previas al tratamiento entre unidades emparejadas condicionales en el puntaje de propensión. Sin embargo, es importante indicar que en la literatura existen múltiples versiones de la prueba de balance, y se conoce poco sobre sus propiedades estadísticas o sobre la eficiencia relativa de cada una.

incluye variables demográficas (sexo, edad, nivel educativo, situación marital y número de hijos); variables laborales (ingreso del mes anterior, condición laboral, tipo de trabajo, cursos de capacitación anteriores, duración de la capacitación anterior); características del hogar (número de miembros, número de habitaciones, agua potable, inodoro, calidad de los materiales de vivienda) y nivel educativo del jefe del hogar, todas ellas identificadas antes del inicio del programa.

El cuadro 4 muestra los coeficientes y errores estándar para los modelos *logit* estimados de manera separada para cada cohorte. Como se espera, las covariantes usadas para construir las muestras de comparación (edad, sexo, nivel educativo y condición laboral) no son predictores significativos de participación en el programa, pues están balanceadas entre los grupos de beneficiarios y de comparación. En general, ingresos pasados, experiencia, tipo de trabajo, características de la vivienda, nivel educativo del jefe de familia y número de miembros de la familia por habitación son los predictores de participación más importantes en el programa PROJOVEN. Las estimaciones muestran, además, que es menos probable que los individuos casados y aquellos con hijos participen, aunque los coeficientes estimados no son significativos para algunas cohortes.

5.2 Resultados de la regresión de cuantiles sobre los ingresos mensuales

En la regresión de cuantiles consideramos tanto a los que tienen ingresos mensuales positivos como a los que no cuentan con ellos, para evitar la omisión del aporte del aumento del empleo al impacto del programa. Antes de considerar estos estimados, es importante notar el porcentaje de miembros de los grupos de beneficiarios y de comparación que no reportaron ingresos en el período de medición de impacto. En el caso de los varones, 30 por ciento en el grupo de beneficiarios y 25 por ciento en el grupo de comparación no reportaron ingresos 6, 12 y 18 meses después del programa. En el caso de las mujeres, estas cifras aumentan a 40 y 52 por ciento. Estos números sugieren dos cosas importantes. Primero, que el impacto en ingresos laborales estará concentrado en un número relativamente pequeño de participantes. Segundo, que el impacto en los ingresos será mayor y estará distribuido de manera más desigual entre las mujeres que entre los varones.

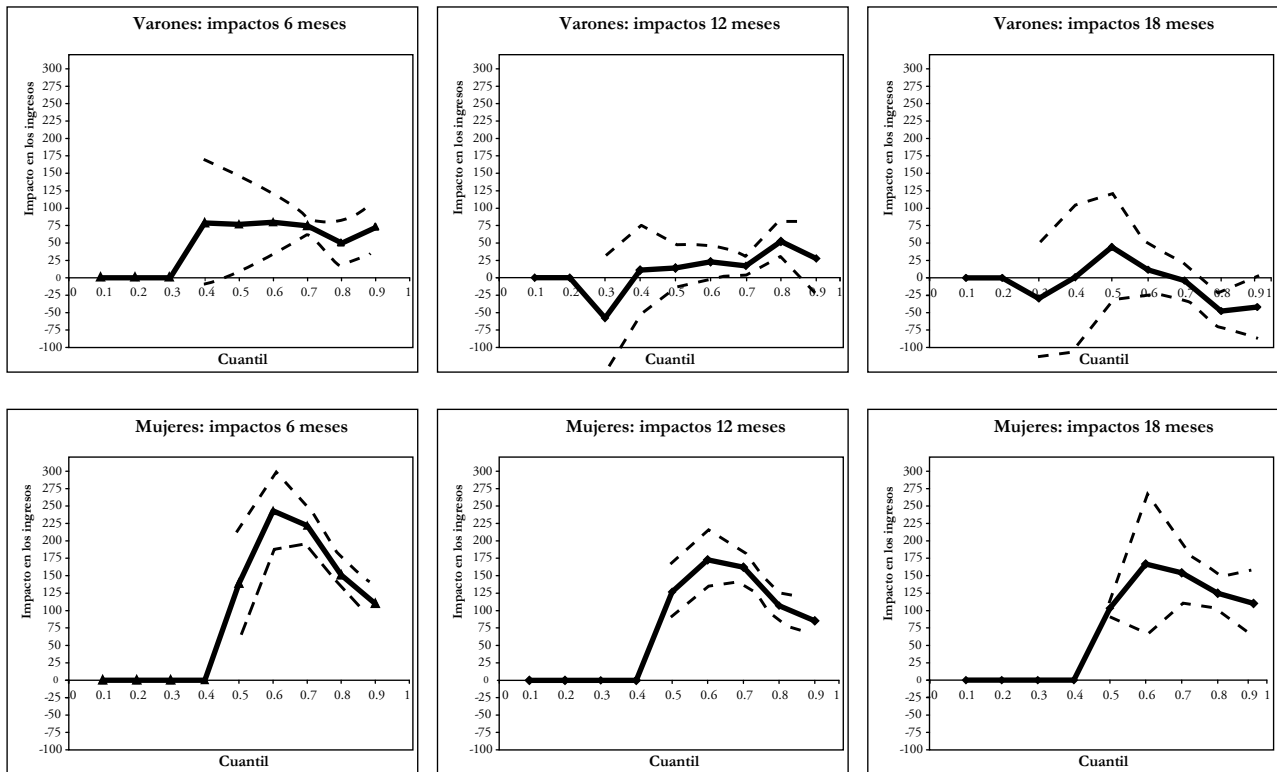
El gráfico 1 muestra el impacto del programa por cuantiles de ingresos mensuales 6, 12 y 18 meses después del programa y para las muestras consolidadas de varones y mujeres.¹⁶ Las líneas punteadas asociadas representan intervalos de confianza de doble cola al 90% con remuestreos aleatorios (*bootstrapped*). El gráfico 1 indica que las mujeres, en los primeros 40 percentiles de la distribución de ingresos, reportan de manera idéntica cero efectos del tratamiento, lo que refleja un porcentaje alto de no asalariados. Por otro lado, los varones muestran impacto cero o negativo del tratamiento en los primeros 30 percentiles. Más aún, la desigual distribución de los estimados positivos es una indicación adicional de la concentración de los impactos sobre los ingresos. Las mujeres entre los percentiles 50° y 70° reportan los impactos más altos, mientras que para los percentiles 80° y 90° disminuyen considerablemente los impactos tanto a corto plazo como a mediano plazo. Asimismo, los varones

16 Se tienen también estimaciones para cada cohorte. El patrón es similar a lo largo de las cohortes.

Cuadro 4. PROJOVEN: Coeficientes de modelos *logit* balanceados de participación en el programa

covariantes	Coeficientes									
	1.ª cohorte		2.ª cohorte		4.ª cohorte		6.ª cohorte		8.ª cohorte	
	Coef.	valor p	Coef.	valor p	Coef.	valor p	Coef.	valor p	Coef.	valor p
A. Sociodemográficas										
constante	-3,090	0,081	-3,113	0,005	-4,119	0,000	1,250	0,422	-3,560	0,001
edad	0,086	0,108	0,140	0,002	0,101	0,031	0,019	0,701	0,104	0,039
sexo	0,104	0,671	-0,177	0,402	0,057	0,770	0,022	0,910	0,139	0,487
nivel educativo										
primaria incompleta	2,662	0,008	1,649	0,215	1,541	0,310	0,019	0,980	0,804	0,647
secundaria incompleta	0,715	0,227	0,258	0,628	1,140	0,345	0,214	0,653	0,504	0,409
terciaria/superior completa	0,214	0,646	-0,419	0,331	0,606	0,186	-0,282	0,476	0,073	0,880
condición marital										
soltero	0,289	0,831	1,019	0,007	1,050	0,004	-0,055	0,962	1,117	0,011
casado y/o conviviente	-1,349	0,307	0,571	0,587	----	----	-0,528	0,639	2,335	0,023
con hijos	-0,465	0,404	0,294	0,636	0,493	0,391	0,162	0,801	0,603	0,553
número de hijos	0,151	0,615	-0,901	0,048	-0,460	0,257	-2,959	0,175	-1,383	0,137
B. Información laboral										
con trabajo/empleado	-0,913	0,312	-0,609	0,209	-0,969	0,136	-1,027	0,115	0,130	0,901
desempleado	-0,744	0,018	-0,108	0,704	-0,361	0,156	0,048	0,859	-0,118	0,657
tipo de trabajo										
independiente	1,490	0,105	1,764	0,002	0,589	0,427	2,040	0,004	0,459	0,672
trab. sector privado	1,334	0,155	1,438	0,006	1,092	0,117	1,936	0,005	-0,284	0,783
trab. familiar/hogar no remunerado	2,911	0,001	0,781	0,051	1,257	0,040	1,847	0,002	1,120	0,270
ingreso mensual	-0,006	0,000	-0,004	0,000	-0,002	0,097	-0,004	0,000	-0,002	0,033
cursos capacitación previos	-1,217	0,006	0,675	0,144	-0,262	0,382	0,612	0,013	0,722	0,098
horas de capacitación	0,005	0,006	-0,006	0,026	0,004	0,001	-0,001	0,038	-0,007	0,002
C. Características del hogar										
miembros del hogar	0,098	0,026	-0,084	0,040	0,493	0,391	-0,087	0,022	-0,053	0,158
miembros hogar/habitación	0,115	0,126	0,016	0,810	0,182	0,001	-0,070	0,365	0,318	0,000
piso: materiales alta calidad	1,658	0,000	-0,316	0,184	0,466	0,079	-0,080	0,715	-0,133	0,497
techo: materiales alta calidad	1,361	0,000	0,111	0,602	0,724	0,001	0,197	0,339	0,476	0,025
paredes: materiales alta calidad	-1,130	0,000	0,057	0,833	-0,511	0,021	0,254	0,200	0,067	0,729
agua potable entubada dentro vivienda	0,894	0,002	1,625	0,000	1,731	0,000	-2,777	0,000	----	----
inodoro	-0,403	0,172	-0,415	0,103	-0,770	0,000	-0,487	0,260	0,084	0,644
D. Nivel educativo padre/cabeza hogar										
sin educación	----	----	-0,615	0,072	-0,403	0,318	-0,104	0,889	----	----
primaria incompleta	----	----	-0,388	0,585	0,129	0,862	0,636	0,345	0,116	0,875
primaria completa	----	----	-0,134	0,625	0,286	0,239	0,130	0,580	0,308	0,187
secundaria completa	----	----	-0,141	0,612	0,054	0,846	-0,320	0,182	-0,231	0,323
superior	----	----	0,237	0,546	0,327	0,372	0,549	0,184	0,293	0,495
N	589		610		688		702		673	
R ²	0,34		0,16		0,18		0,17		0,14	

Gráfico 1
PROJOVEN: Impacto del tratamiento por cuantiles (QTT)



muestran un impacto positivo aunque pequeño del tratamiento entre los percentiles 40° y 70°, y un impacto negativo para algunos de los percentiles de la parte inferior de la distribución. Este último aspecto podría sugerir que el fuerte impulso al empleo en los varones, con relación a las mujeres, de hecho sacrificó algunos puestos de trabajo en los niveles de mayores ingresos.

¿Cómo explicamos estas diferencias de los impactos entre varones y mujeres? Es claro que la data de PROJOVEN muestra fuertes desigualdades en las tasas de participación laboral entre varones y mujeres. En concreto, la tasa de participación previa al programa fue de 62 por ciento para los varones, mientras las mujeres presentan una participación de 45 por ciento. Por lo tanto, se esperaría que el efecto primario del programa PROJOVEN ocurra para aquellos que encuentran trabajo con la ayuda del programa, pero que no lo hubieran conseguido sin él. Además, los datos de PROJOVEN muestran una gran disparidad entre las mujeres y los varones en las tasas de culminación del programa. De hecho, mientras 65 por ciento de las mujeres completaron por lo menos un mes de entrenamiento en las empresas, solo 50 por ciento de los varones lo hicieron. Por lo tanto, el impacto del tratamiento esperado es menor para los varones, pero, al mismo tiempo, se distribuye de manera más uniforme entre ellos, puesto que el incremento de habilidades que ocurre para los varones es menos dramático que el que se da entre las mujeres. Más aún, en países en desarrollo se observa que los varones y las mujeres encaran costos de oportunidad de maneras muy diferentes para la decisión sobre su

participación en el mercado laboral. Las mujeres son empujadas con menos fuerza al empleo debido a las tareas del hogar.¹⁷ Como resultado, las mujeres pueden ser más selectivas sobre los trabajos que toman, lo que les permite aspirar a mejores oportunidades de trabajo. Este aspecto puede aumentar mucho la desigualdad de la distribución del impacto entre las mujeres que entre los varones, debido a que un mayor porcentaje de mujeres decidirán no incorporarse a la fuerza de trabajo. Al margen de la certeza con la que estos patrones puedan inferirse, el gráfico 1 muestra claramente un mayor impacto del tratamiento para las mujeres a lo largo de la mayoría de percentiles de la distribución de ingresos y, al mismo tiempo, mayor heterogeneidad del impacto en dicha distribución. Por ejemplo, mientras el impacto en la mediana de la distribución de ingresos, seis meses después del programa, es de 22 dólares para los hombres, este es casi el doble para mujeres (41 dólares). Más aún, el rango de los impactos QTT es [0,24] dólares para hombres y [0,71] dólares para mujeres 6 meses después del programa. Estas fuertes diferencias se mantienen 18 meses después del programa.¹⁸

17 La investigación muestra diferencias de género significativas en el uso del tiempo en los países en desarrollo, donde los hombres jóvenes tienen más probabilidad de trabajar por un salario y las mujeres jóvenes más probabilidad de hacer tareas domésticas. Véanse, por ejemplo, los hallazgos de Levinson y Moe (1998) para el Perú.

18 Todas las cifras están en valores reales de diciembre del 2001. La tasa de cambio (dólar/nuevo sol) fue 3,4.

6. IMPACTOS DEL TRATAMIENTO SEGÚN LOS NIVELES DE POBREZA

Una pregunta relevante es si es posible asociar la fuerte evidencia de la heterogeneidad del impacto del tratamiento con diferencias en la pobreza de los hogares de los jóvenes participantes. Puesto en otra forma: ¿están los más pobres entre los pobres ubicados en los percentiles más bajos de la distribución de los ingresos estimados? Esta pregunta no puede ser respondida en el contexto de nuestra estimación QTT a menos que observemos estimaciones de impactos individuales para todos los miembros de la muestra. Si así fuera, podríamos examinar la frecuencia de los estimados QTT a lo largo de un índice de pobreza. Más bien, estimamos la relación entre pobreza del hogar e impactos heterogéneos, implementando estimadores econométricos alternativos (tales como el OLS estándar y los métodos de emparejamiento) que nos permiten cuantificar efectos promedio del tratamiento en diferentes categorías socioeconómicas. Cabe aclarar que esta estrategia representa una cota inferior de la verdadera dimensión de la heterogeneidad del impacto, ya que la variación intragrupal incorporada en los efectos del tratamiento por cuantiles excede largamente la variación intergrupala derivada de impactos promedio.

6.1 Medición del índice de pobreza de los hogares

Debido a la ausencia de datos sobre ingresos y gastos de los hogares para los individuos en los grupos de beneficiarios y de comparación, construimos un índice de pobreza basado en información sobre activos del hogar que el operador del programa recoge cuando evalúa la elegibilidad de los jóvenes que desean participar en el programa. A diferencia de los datos de gastos, que son altamente variables y sensibles a fluctuaciones transitorias (Jalan y Ravallion 1998), el índice de los activos es más estable (Fields 1998, Skoufias 1999) y contiene menos errores de medición (Filmer y Pritchett 2001) cuando predicen el nivel de pobreza de los hogares.

Es importante mencionar que al agregar activos del hogar, el índice representa un *proxy* para el nivel económico a largo plazo y no una medida actual de asistencia social o de pobreza. De hecho, solamente estamos estableciendo una medida relativa —jerarquía de los hogares dentro de la distribución—, lo cual tiene sentido en el contexto de nuestro problema empírico, porque todos los individuos en los grupos de beneficiarios y de comparación están, por definición, debajo de la línea de pobreza. Debido a que la ponderación que cada activo recibe no tiene mayor fundamento teórico, es recomendable llevar a cabo ejercicios de validación empírica para establecer la robustez del índice. La evidencia de países en desarrollo sugiere que este enfoque brinda una medición robusta de la riqueza del hogar (Filmer y Pritchett 2001), comparable a los resultados que emergen de gastos de consumo en una muestra de 19 países (Wagstaff y Watanabe 2003).

6.2 Construcción del índice de pobreza

Las encuestas de línea de base incluyen información de 21 indicadores de pobreza que pueden agruparse en cuatro tipos: características de la vivienda (seis indicadores para el material de construcción utilizado, dos indicadores para servicios higiénicos, dos indicadores para la fuente de agua potable, dos indicadores sobre las habitaciones de la vivienda); tenencia del terreno del hogar, con dos indicadores: *participación del hogar en programas sociales y nivel educativo de los padres*. Escobal et al. (1998) muestran que estos activos desempeñan un papel fundamental para la explicación de la condición de pobreza de los hogares peruanos en la década de 1990, usando información sobre el gasto del hogar.

Para combinar esta serie de indicadores de activos en una sola variable que sea *proxy* para la pobreza del hogar, utilizamos el procedimiento estadístico de componentes principales y, así, determinamos los pesos de cada activo en la construcción del índice. En esencia, esta técnica consolida los datos alrededor de la estructura de la covarianza de las variables, bajo el supuesto, en este contexto particular, de que, a largo plazo, la pobreza del hogar explica la máxima varianza-covarianza en las variables utilizadas. De manera intuitiva, extrae de un conjunto de variables aquellas pocas combinaciones lineales ortogonales de todas las variables que capturan la mayor cantidad de información común a todas ellas (varianza máxima). Luego, encuentra la segunda combinación lineal para las variables, ortogonales a la primera, con la varianza máxima que queda, y así sucesivamente.¹⁹

Una vez que el índice del activo se obtiene del conjunto de datos para cada individuo, los individuos son jerarquizados según su puntaje alcanzado y divididos en percentiles. El cuadro 5 presenta los ponderados (factores de puntaje) del análisis del componente principal, implementado de manera separada para cada cohorte. La media del índice es 0 para todas las cohortes con desviación estándar en el rango 1,46 a 1,93. Debido a que el índice jerarquiza a los hogares dentro de cada distribución, los ponderados difieren de cohorte en cohorte, aunque se observan patrones para todas las variables. En general, las características de la vivienda reciben el mayor peso a lo largo de las cohortes. Puesto que todas las variables (excepto *miembros/habitación*) son categóricas, es fácil interpretar los pesos:

19 Los pasos matemáticos para realizar el análisis del componente principal se describen en detalle en Smith (2002) y Pande y Yazbeck (2002). Supongamos que tenemos un conjunto de variables (activos) k asociadas a cada individuo i , x_{i1}, \dots, x_{ki} . Después de normalizar las variables con su media y su distribución estándar, expresamos cada variable dimensionada como una combinación lineal de un conjunto de componentes implícitos para cada individuo:

$$\begin{aligned} x_{i1} &= v_{11}X_{1i} + \dots + v_{1k}X_{ki} \\ &\dots \\ x_{ki} &= v_{k1}X_{1i} + \dots + v_{kk}X_{ki} \end{aligned}$$

Donde v son los coeficientes asociados a los componentes X no observables para cada variable. Para resolver este sistema de ecuaciones, la técnica del componente principal resuelve las ecuaciones $(R - \lambda_k I)v_k = 0$ para λ_k y v_k donde R es la matriz de covarianzas entre las variables X , λ_k son los valores propios (*eigenvalues*) de R y v_k sus vectores asociados (*eigenvectors*). Por último, los ponderados o factores de puntaje (*scoring factors*), w_k , son recuperados invirtiendo el sistema implícito por la ecuación previa, que produce un conjunto de estimados para cada uno de los k componentes principales,

$$\begin{aligned} X_{1i} &= w_{11}x_{i1} + \dots + w_{1k}x_{ki} \\ &\dots \\ X_{ki} &= w_{k1}x_{i1} + \dots + w_{kk}x_{ki} \end{aligned}$$

un desplazamiento de 0 a 1 cambia el índice por un factor igual al ponderado/desviación estándar (presentado en las columnas 3, 6, 9, 12 y 15). Por ejemplo, la columna 3 muestra que un individuo beneficiario o de comparación que vive en un hogar con inodoro tiene un índice mayor por 1,005 que uno que no lo tiene.

Las últimas tres filas del cuadro 5 (ver página siguiente) presentan el índice de pobreza promedio para tres grupos diferentes de individuos: los “más pobres” (primer cuartil del índice), los “pobres” (segundo y tercer cuartil) y, finalmente, los “menos pobres” (el cuartil más alto). La diferencia del índice promedio entre estos grupos es bastante notoria.

Para evaluar la validez interna del índice de pobreza, investigamos el promedio de la distribución de activos a lo largo de los diferentes percentiles de pobreza de la población PROJOVEN. Esperamos que los individuos del grupo “más pobres” tengan el menor nivel de propiedad de activos, mientras que los individuos del grupo “menos pobres” presenten el nivel más alto. El cuadro 6 muestra estos resultados para todas las cohortes. Como se esperaba, encontramos que la propiedad de activos difiere de manera consistente entre los distintos grupos de pobreza y en todas las cohortes del programa.

Si miramos las tres primeras columnas, observamos, por ejemplo, que mientras solo 3,3 por ciento de los individuos “más pobres” tienen acceso a agua potable, este porcentaje aumenta a 68 por ciento para los individuos “pobres” y a 97 por ciento para los individuos “menos pobres”. De manera similar, para la segunda cohorte del programa, la propiedad de la vivienda aumenta de 36 por ciento (“más pobres”) a 85 por ciento (“pobres”) y a 99 por ciento (“menos pobres”). Además, 62 por ciento de los individuos “más pobres” de la cuarta cohorte del programa viven en casas con paredes de baja calidad (esteras) contra 22 por ciento para los individuos “pobres” y 0 por ciento para los individuos “menos pobres”.

Para evaluar la validez externa de nuestras medidas de riqueza, utilizamos una encuesta estándar de hogares representativos, la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH), efectuada el año 2000 por el Instituto Nacional de Estadística e Informática. La disponibilidad de datos sobre el gasto de consumo e ingresos nos permite comparar un índice similar de activos con los gastos de consumo per cápita del hogar y con el ingreso per cápita del hogar. El índice de activos se basa en las mismas variables usadas en el programa PROJOVEN con todas las medidas calculadas solo para Lima Metropolitana.²⁰ Los resultados muestran una considerable consistencia (*fit*) entre el índice de activos y las medidas de gastos e ingresos. Las correlaciones por rangos de Spearman por todos los hogares son ligeramente más altas cuando se usan medidas de gastos (0,59, $p = 0,000$) que cuando se usan medidas de ingresos (0,54, $p = 0,000$).

20 La base de datos utilizada tiene 2.572 hogares entrevistados. El consumo y el ingreso del hogar son calculados por el Instituto Nacional de Estadística e Informática sobre la base de las más de 40 páginas de preguntas sobre gastos, consumo e ingresos. La base de datos está disponible en <www.inei.gob.pe/English/Consulta_por_Encuesta.asp>.

Cuadro 5
PROJOVEN: Estimaciones del índice de riqueza

	1.ª cohorte		2.ª cohorte		4.ª cohorte		6.ª cohorte		8.ª cohorte							
	media	desv. est. pesos	media	desv. est. pesos	media	desv. est. pesos	media	desv. est. pesos	media	desv. est. pesos						
Piso: concreto	0,404	0,332	0,676	0,651	0,367	0,770	0,243	0,087	0,203	0,193	0,122	0,309	0,251	0,061	0,141	
Piso: tierra	-----	-----	-----	0,318	-0,388	-0,834	0,755	-0,087	-0,202	0,787	0,067	0,164	0,732	-0,004	-0,009	
Techo: concreto	0,253	0,416	0,955	0,401	0,304	0,620	0,307	0,310	0,672	0,270	0,326	0,734	0,281	0,459	1,020	
Techo: esteras	-----	-----	-----	0,223	-0,327	-0,785	0,505	-0,311	-0,624	0,288	-0,329	-0,726	0,523	-0,289	-0,578	
Paredes: concreto	0,606	0,479	0,980	0,749	0,377	0,873	0,683	0,023	0,049	0,508	0,306	0,612	0,510	0,328	0,656	
Paredes: esteras	-----	-----	-----	0,097	-0,264	-0,899	0,263	0,347	0,787	0,079	-0,249	-0,920	0,051	-0,181	-0,824	
Inodoro dentro de vivienda	0,616	0,489	1,005	0,681	0,343	0,735	0,443	-0,281	-0,565	0,647	0,557	1,165	0,575	0,489	0,989	
Letrina/fosa	-----	-----	-----	0,058	-0,194	-0,814	-----	-----	-----	0,329	-0,542	-1,153	0,280	-0,499	-1,111	
Agua potable entubada dentro de vivienda	0,594	0,488	0,993	0,687	0,252	0,543	0,420	0,325	0,658	-----	-----	-----	-----	-----	-----	
Sin agua potable	-----	-----	-----	0,096	-0,177	-0,602	0,246	-0,366	-0,849	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
N.º miembros hogar/N.º habitaciones	3,182	-0,06	-0,037	2,425	-0,156	-0,094	3,525	0,082	0,046	2,816	-0,003	-0,003	2,954	0,020	0,013	
Vivienda propia	-----	-----	-----	0,690	0,103	0,223	0,766	0,393	0,927	-----	-----	-----	-----	-----	-----	
Terreno invadido	-----	-----	-----	0,201	-0,130	-0,324	0,175	-0,424	-1,115	-----	-----	-----	-----	-----	-----	
Beneficiario programas sociales	0,421	-0,062	-0,125	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	0,475	0,060	0,120	
Sin educación (padre)	-----	-----	-----	0,019	0,003	0,022	0,020	-0,028	-0,199	0,023	0,024	0,161	0,033	-0,055	-0,306	
Primaria completa (padre)	-----	-----	-----	0,173	-0,015	-0,040	0,234	-0,037	-0,087	0,199	0,046	0,115	0,183	0,164	0,424	
Secundaria incompleta (padre)	-----	-----	-----	0,194	-0,024	-0,054	0,197	-0,033	-0,083	0,224	-0,056	-0,134	0,217	0,075	0,182	
Secundaria completa (padre)	-----	-----	-----	0,271	-0,003	-0,007	0,234	0,088	0,208	0,321	-0,003	-0,006	0,355	-0,166	-0,347	
Más que secundaria (padre)	-----	-----	-----	0,075	0,031	0,118	0,081	0,038	0,139	0,058	0,017	0,073	0,041	-0,077	-0,390	
Índice de riqueza cuantil 1 ("más pobres")	-2,09	-----	-----	-2,83	-----	-----	-2,21	-----	-----	-2,10	-----	-----	-1,98	-----	-----	
Índice de riqueza cuantil es 2 & 3 ("pobres")	0,10	-----	-----	0,45	-----	-----	0,23	-----	-----	0,23	-----	-----	0,06	-----	-----	
Índice de riqueza cuantil 4 ("menos pobres")	1,90	-----	-----	1,96	-----	-----	1,76	-----	-----	1,70	-----	-----	1,87	-----	-----	

Nota: Cada variable es normalizada por su media y desviación estándar. El índice de activos es construido por métodos de análisis factorial.

Cuadro 6
PROJOVEN: Medias de activos de hogares de participantes

	1. ^a cohorte			2. ^a cohorte			4. ^a cohorte			6. ^a cohorte			8. ^a cohorte		
	c1	c2,3	c4	c1	c2,3	c4	c1	c2,3	c4	c1	c2	c4	c1	c2,3	c4
Piso: concreto	0,15	0,34	0,78	0,12	0,74	0,99	0,17	0,27	0,27	0,09	0,17	0,35	0,18	0,31	0,20
Piso: tierra	----	----	----	0,87	0,20	0,00	0,83	0,73	0,73	0,00	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
Techo: concreto	0,00	0,12	0,78	0,03	0,31	0,94	0,05	0,25	0,69	0,01	0,14	0,80	0,00	0,12	0,88
Techo: esteras	----	----	----	0,58	0,39	0,05	0,54	0,58	0,31	0,52	0,31	0,00	0,66	0,70	0,03
Pared: concreto	0,07	0,68	0,99	0,26	0,87	1,00	0,24	0,75	1,00	0,22	0,52	0,77	0,23	0,51	0,78
Paredes: esteras	----	----	----	0,30	0,04	0,00	0,62	0,22	0,00	0,16	0,08	0,00	0,14	0,03	0,00
Inodoro dentro del hogar	0,04	0,72	0,97	0,23	0,75	1,00	----	----	----	0,01	0,80	1,00	0,02	0,68	0,92
Letrina / fosa	----	----	----	0,18	0,03	0,00	0,73	0,45	0,15	0,93	0,18	0,00	0,88	0,12	0,00
Agua potable entubada dentro vivienda	0,03	0,69	0,97	0,39	0,71	0,94	0,12	0,39	0,77	----	----	----	----	----	----
Sin agua potable	----	----	----	0,23	0,08	0,00	0,59	0,20	0,00	----	----	----	----	----	----
Miembros del hogar / N° de habitaciones en casa	3,39	3,24	2,89	3,18	2,35	1,82	3,32	3,47	3,84	2,85	2,89	2,62	2,96	2,87	3,12
Vivienda propia	----	----	----	0,62	0,67	0,81	0,36	0,86	0,99	----	----	----	----	----	----
Terreno invadido	----	----	----	0,30	0,21	0,08	0,58	0,06	0,00	----	----	----	----	----	----
Beneficiario programas sociales	0,51	0,45	0,28	----	----	----	----	----	----	----	----	----	0,45	0,47	0,51
Sin educación (padre)	----	----	----	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,03	0,06	0,02	0,02
Primaria completa (padre)	----	----	----	0,20	0,16	0,17	0,28	0,24	0,18	0,16	0,20	0,23	0,15	0,17	0,24
Secundaria incompleta o más (padre)	----	----	----	0,22	0,19	0,17	0,22	0,19	0,19	0,26	0,24	0,16	0,17	0,24	0,23
Secundaria completa (padre)	----	----	----	0,27	0,29	0,23	0,16	0,24	0,31	0,35	0,30	0,33	0,49	0,34	0,24
Ed. superior (padre)	----	----	----	0,05	0,06	0,12	0,05	0,09	0,09	0,04	0,06	0,07	0,07	0,04	0,02

Nota: medias no ponderadas. El cuartil 1 del índice de riqueza (c1) representa la categoría “más pobre”.

El segundo y tercer cuartil (c2 y c3) representan la categoría “pobre” y el cuartil superior (c4) representa la categoría “menos pobre”.

Asimismo, para examinar el grado de concordancia entre las diferentes medidas, comparamos qué tanto se superponen las tres medidas de clasificación. Asignamos los hogares a los 40 percentiles más pobres, a los 40 medios y a los 20 más ricos, utilizando las tres medidas de riqueza. El cuadro 7 muestra los resultados, de donde emergen principalmente tres hallazgos. Primero, mirando las medidas de gastos (panel superior), podemos observar que 70 por ciento de aquellos clasificados en la categoría “más pobre” por gastos de consumo son clasificados también como los más pobres por el índice de activos. Más aún, solo 4 por ciento de aquellos clasificados por los gastos en la categoría “más pobre” aparecen en la categoría más rica según el índice de activos. Segundo, la clasificación en las categorías media y rica muestran, de cierta forma, menos concordancia, con solo 55 y 54 por ciento de aquellos clasificados dentro de estas categorías por gastos de consumo y por el índice de pobreza. Tercero, los resultados para la medida de ingresos (panel inferior) son bastante similares a los obtenidos con los datos de gastos, lo que confirma la consistencia entre estas tres medidas.

Cuadro 7
Comparaciones de gastos e ingreso para clasificaciones del índice de activos

Grupos basados en índice de activos	Grupos basados en datos de gastos		
	Más pobre	Medio	Más rico
Más pobre	70	27	3
Medio	30	55	15
Más rico	4	42	54
Grupos basados en índice de activos	Grupos basados en datos de ingresos		
	Más pobre	Medio	Más rico
Más pobre	66	26	7
Medio	29	56	14
Más rico	6	41	52

Fuente: Datos de Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO 2000). Las mediciones de gastos de consumo e ingresos están basadas en 2.572 hogares encuestados. El índice de activos es construido por métodos de factor analítico.

6.3 Impactos paramétricos del tratamiento

En esta sección, exploramos la heterogeneidad del impacto como una función del índice de pobreza estimado. El coeficiente de interés es el coeficiente asociado a la interacción del indicador de tratamiento con el nivel de pobreza estimado. Si el mecanismo de focalización de PROJOVEN es efectivo, se espera que los individuos más pobres sean los que más se beneficien del programa. Sea $Y_1(q)$ el resultado potencial en el estado de tratamiento ($T = 1$) para un individuo que está en el cuantil de pobreza q y sea $Y_0(q)$ el resultado potencial en el estado no tratado ($T = 0$). Nuestro parámetro de interés es el impacto del tratamiento sobre los individuos beneficiarios, el cual estima el impacto promedio de llevar el curso de capacitación en lugar de no llevarlo:

$$\Delta_{TT} = E(Y_1(q) - Y_0(q) | T = 1) = E(Y_1(q) | T = 1) - E(Y_0(q) | T = 1) \quad (3)$$

Mientras $E(Y_1(q) | T = 1)$ puede estimarse directamente de la muestra de individuos beneficiarios, el lado derecho de la ecuación (3), $E(Y_0(q) | T = 1)$, es el resultado contrafactual que no puede observarse directamente en la data. Hay que estimarlo. El procedimiento estándar consiste en aproximar el contrafactual $E(Y_0(q) | T = 1)$ con el resultado observado en el grupo de comparación ($Y_0(q) | T = 0$). Puesto que la participación en el programa PROJOVEN se basa en decisiones individuales que conducen a diferencias en variables observables y no observables (por el evaluador) entre el grupo de beneficiarios y de comparación (es decir, $\neq E(Y_0(q) | T = 0)$), solo se puede identificar el resultado contrafactual bajo supuestos adicionales. Uno de ellos es que la distribución de diferencias observadas y no observadas varía a lo largo de $T = 1$ y $T = 0$, pero no en el tiempo, lo que suele ser el supuesto estándar de los modelos “diferencia en diferencias” (DD). Sin embargo, este modelo es muy sensitivo a la presencia de fluctuaciones en los ingresos medios de los participantes antes del ingreso al programa (Ashenfelter 1978). De hecho, Chong

y Galdo (2006) documentaron la existencia del hoyo de Ashenfelter (*Ashenfelter's Dip*) en el programa PROJOVEN, lo que podría resultar en un sesgo hacia arriba de los estimados paramétricos en el modelo de “diferencia en diferencias”.

Usamos, entonces, un estimador econométrico alternativo que es consistente cuando el modelo de la participación en el programa estipula caídas de ingresos previas al programa. Empleamos un estimador basado en una regresión de la diferencia entre los ingresos de miembros de los grupos beneficiario y de comparación, manteniendo constante el nivel de ingresos previo al tratamiento y un conjunto de variables de control (LaLonde 1986). El modelo estimado se basa en una regresión lineal de las variables resultado Y (ingresos mensuales y empleo) en el estado de tratamiento (T) y las interacciones entre T y las variables dicotómicas, indicando si el individuo i está ubicado en los percentiles superior (“menos pobres”), medio (“pobres”) o inferior (“más pobres”) de la distribución del índice de pobreza.

$$Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 q_{3i} + \delta_2 q_{2i} + \beta_0 T_i + \beta_1 T_i^* q_{3i} + \beta_2 T_i^* q_{2i} + \gamma Y_{i,t-1} + X_{it} \alpha + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Los individuos en el grupo “más pobre” (q_1) son el grupo omitido y, por ende, el contrafactual implícito. Si los individuos de los hogares “menos pobres” (q_3) y “pobres” (q_2) se benefician más del programa que los individuos que viven en los hogares “más pobres” (q_1), se espera que los parámetros de interacción β_1 y β_2 sean positivos. La ecuación (4) también controla por otras características de línea de base (X) que dan cuenta de diferencias empíricas en la distribución de covariantes entre los grupos de beneficiarios y de comparación. El vector X incluye sexo, edad, nivel de instrucción, situación marital, número de hijos y participación previa en cursos de capacitación. Esta estrategia paramétrica calcula el efecto de un tratamiento bajo los supuestos de selección en observables y la incorporación lineal de las variables de control como condición suficiente para eliminar el sesgo de selección.

Para examinar si el impacto del programa a lo largo del índice de pobreza es el mismo para todos los individuos, testamos la siguiente hipótesis:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0.$$

El rechazo de esta hipótesis nula es evidencia de que impactos heterogéneos del programa están asociados a diferencias en el índice de pobreza de los individuos.

El cuadro 8 presenta los resultados para dos variables de interés: *ingreso mensual* y *empleo*, tanto para varones (panel A) como para mujeres (panel B). Podemos observar dos resultados principales. La hipótesis nula de que los impactos del programa varían con el nivel inicial de pobreza de los individuos es rechazada. Todos los valores p son mayores de 0,10. Este es un resultado estable tanto para hombres como para mujeres, independientemente de cuándo se realice la medición de impacto (en el corto o mediano plazo) y de las variables de interés. Los estimados sugieren que la fuerte heterogeneidad en la distribución de los efectos del tratamiento a lo largo de la distribución de los ingresos laborales que observamos en la sección 5 no está relacionada con diferencias en los niveles de pobreza entre los beneficiarios. Asimismo, la efectividad del programa es notoriamente mayor (en términos de ingresos y empleo) para las mujeres que para los varones. Este resultado robusto es consistente con nuestros estimados que emergen en la regresión por cuantiles (QTT) en la sección 5.

Cuadro 8
PROJOVEN: Impactos del tratamiento por OLS según sexo, datos consolidados

	Hombres											
	Impactos en ingresos						Impactos en empleo					
	6 meses		12 meses		18 meses		6 meses		12 meses		18 meses	
	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.
Tratamiento	45	25	17	27	42	33	-0,040	0,049	-0,061	0,048	0,012	0,058
Trat.*menos pobres	-21	35	-42	38	-18	45	-0,039	0,069	-0,023	0,067	-0,015	0,080
Trat.*pobres	-39	30	1	33	-77	40	0,000	0,060	0,030	0,058	-0,070	0,070
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = 0$	0,5754		0,2043		0,1187		0,519		0,359		0,425	
Media basal	178		178		178		0,620		0,620		0,620	
N	1.294		1.294		978		1.294		1.294		978	
	Mujeres											
	Impactos en ingresos						Impactos en empleo					
	6 meses		12 meses		18 meses		6 meses		12 meses		18 meses	
	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.
Tratamiento	72	18	72	19	37	27	0,072	0,047	0,044	0,047	0,118	0,054
Trat.*menos pobres	4	26	-6	27	29	38	0,013	0,068	0,041	0,067	-0,017	0,078
Trat.*pobres	25	22	23	23	75	32	0,094	0,057	0,091	0,057	0,006	0,065
Ho: $\beta_1 = \beta_2 = 0$	0,3463		0,2269		0,1745		0,166		0,387		0,728	
Media basal	88		88		88		0,440		0,440		0,440	
N	1738		1750		1319		1750		1750		1356	

Notas: Los estimados puntuales están en nuevos soles reales. La especificación paramétrica incluye como regresores edad, nivel de educación, sexo, situación marital, ingresos antes del tratamiento, si tienen/no tienen hijos, número de hijos, si han participado en capacitaciones previas. Considera también variables dicotómicas para los grupos “pobres” y “menos pobres”. El indicador grupal “más pobres” es el grupo omitido.

6.4 Estimados por emparejamiento (*matching*) de los impactos del tratamiento

Una preocupación con los modelos paramétricos de la sección previa es el supuesto de linealidad, que, dependiendo de la distribución particular de la estructura de la data, puede ser muy restrictivo. En esta sección implementamos técnicas semiparamétricas de emparejamiento (*matching*) que tienen la ventaja de relajar este supuesto de linealidad. Implementamos el método de emparejamiento de los puntajes de propensión que están mejor dotados para minimizar sesgos de selección luego de forzar la comparación de individuos con las mismas características observables. Como toda técnica no experimental, la estimación del resultado contrafactual también se basa en un supuesto de identificación no testeable. La identificación se basa en el supuesto de independencia condicional:

$$Y_0 \perp T | X \quad (5)$$

Intuitivamente, este supuesto garantiza que después de condicionar en un amplio set de variables observables X , los ingresos laborales en el estado contrafactual serán independientes de la participación en el programa. Asimismo, los métodos de emparejamiento (*matching*) obligan a contrastar individuos comparables apoyándonos en el supuesto de un soporte común:

$$\Pr(T = 1 | X) < 1 \text{ para todo } X \quad (6)$$

La condición de soporte común asegura que para cada X que satisface el supuesto (5), existe una probabilidad positiva de encontrar una pareja semejante para cada individuo en el grupo opuesto. En este sentido, el emparejamiento obliga a contrastar individuos comparables de una manera que los métodos de regresión estándar no permiten. En nuestra data, menos del 5 por ciento de observaciones están fuera de la región de soporte común, lo que indica la relativa eficiencia de construir grupos de comparación entre los “vecinos” elegibles.²¹

Implementamos el método de emparejamiento usando regresiones locales con funciones de densidad *kernel* (Fan 1992) que utilizan información de todos los individuos en el grupo de comparación para estimar el resultado contrafactual de cada individuo en el grupo beneficiario, con la característica fundamental de asignar mayores pesos a los individuos en el grupo de comparación que son más similares —en términos del puntaje de propensión estimado— al individuo beneficiario para quien se está construyendo el resultado contrafactual (Heckman et al. 1998).²²

El cuadro 9 presenta estimados de emparejamiento de “diferencia en diferencias” (DID) y de “corte transversal” (CS) para las mismas variables de interés: ingresos mensuales y empleo. El panel A presenta los estimados para varones, mientras que el panel B lo hace para las mujeres. Dentro de cada panel, presentamos tres parámetros de interés distintos: el efecto promedio del tratamiento en aquellos ubicados en el cuantil superior del índice de pobreza (“los menos pobres”), el efecto promedio del tratamiento en aquellos ubicados en el segundo y tercer cuantiles (“pobres”) y el efecto promedio del tratamiento en el cuantil inferior (“los más pobres”). Los estimados se presentan junto con sus correspondientes errores estándar con remuestreo (“*bootstrapped*”) estimados a partir de 500 repeticiones.

21 Para estimar el soporte común, seguimos el procedimiento de *trimming* propuesto por Heckman et al. (1998).

22 El precio a pagar por la mayor flexibilidad de este método semiparamétrico es la selección del parámetro de ancho de banda (h) que logre el mejor equilibrio posible entre el sesgo y la varianza (Imbens 2004). Escogemos el ancho de banda h para minimizar la aproximación al error cuadrático integrado promedio (MISE) utilizando el método de validación cruzada:

$$\text{MISE}(h) = \arg \min_h \left(\frac{1}{n_0} \sum_{j=1}^{n_0} \left((Y_{0jt} - Y_{0jt'}) - \hat{m}_{-j}(\hat{p}(x_j), h) \right)^2 \right) \text{ donde } \hat{m}_{-j}(\hat{p}(x_j), h) \text{ denota la función de la media}$$

condicional estimada para el resultado no tratado evaluado en $\hat{p}(x_j)$ usando todas las unidades no tratadas excepto la unidad j . El beneficio de este método de validación cruzada resulta de usar pronósticos de fuera de la muestra en lugar de un ajuste intramuestral para guiar la selección del ancho de banda. Este método pondera el cálculo MISE de manera implícita con la distribución de los puntajes de propensión estimados en la muestra de individuos no tratados. A nivel operativo, este método procede a través de una búsqueda por cuadrículas de los anchos de bandas de candidatos previamente especificados. La cuadrícula usada para la búsqueda de ancho de banda es igual a $[0,05, 0,10, \dots, 2]$.

Cuadro 9
PROJOVEN: Impactos del tratamiento con emparejamiento según sexo, datos consolidados

	Hombres											
	Impactos en ingresos						Impactos en empleo					
	6 meses		12 meses		18 meses		6 meses		12 meses		18 meses	
	DID	CS	DID	CS	DID	CS	DID	CS	DID	CS	DID	CS
Más pobres	55 (37)	59 (33)	-1 (38)	5 (34)	40 (46)	34 (42)	-0,066 (0,088)	0,054 (0,057)	-0,117 (0,092)	-0,012 (0,070)	0,096 (0,086)	0,018 (0,074)
Pobres	26 (29)	29 (26)	31 (30)	38 (24)	2 (36)	1 (33)	-0,017 (0,052)	0,024 (0,052)	0,011 (0,063)	0,030 (0,050)	0,009 (0,091)	0,030 (0,070)
Menos pobres	15 (37)	45 (31)	-13 (30)	15 (27)	17 (44)	22 (41)	-0,130 (0,074)	-0,016 (0,057)	-0,123 (0,080)	-0,061 (0,053)	0,073(0,091)	-0,002 (0,060)
Media línea de base	178	178	178	178	178	178	0,620	0,620	0,620	0,620	0,620	0,620
	Mujeres											
	Impactos en ingresos						Impactos en empleo					
	6 meses		12 meses		18 meses		6 meses		12 meses		18 meses	
	DID	CS	DID	CS	DID	CS	DID	CS	DID	CS	DID	CS
Más pobres	110 (19)	80 (23)	81 (24)	54 (23)	74 (36)	42 (34)	0,124 (0,076)	0,118 (0,069)	0,081 (0,099)	0,076 (0,076)	0,115 (0,082)	0,097 (0,070)
Pobres	117 (15)	95 (15)	100 (20)	85 (17)	112 (18)	93 (26)	0,207 (0,057)	0,158 (0,057)	0,190 (0,059)	0,141 (0,047)	0,216 (0,064)	0,143 (0,054)
Menos pobres	91 (25)	67 (21)	66 (28)	52 (26)	85 (44)	58 (42)	0,106 (0,085)	0,038 (0,077)	0,152 (0,081)	0,084 (0,086)	0,237 (0,102)	0,131 (0,074)
Media línea de base	88	88	88	88	88	88	0,440	0,440	0,440	0,440	0,440	0,440

Notas: Los estimados puntuales están en nuevos soles reales. Errores estándar, en paréntesis, estimados a partir de 500 iteraciones de remuestreo (*bootstrap*). Las estimaciones de los puntajes de propensión provienen de modelos *logit*. Se aplica emparejamiento por “diferencia en diferencias” y de corte transversal a la muestra de individuos dentro de la región de traslape o soporte común. La variable de emparejamiento es el logaritmo del cociente de probabilidades (*odds-ratio*). Utilizamos la función Epanechnikov Kernel con los anchos de bandas determinadas por la validación cruzada.

Los resultados muestran tres patrones principales. De manera consistente con los modelos paramétricos, no hay evidencia de que los más pobres entre los pobres se beneficien menos del programa PROJOVEN. En ese aspecto, el programa PROJOVEN es muy efectivo en no reproducir condiciones iniciales de pobreza que, por lo general, se observan en muchos estudios laborales en el Perú. Al contrario, las estimaciones de emparejamiento para mujeres sugieren que los individuos “menos pobres” se están beneficiando un poco menos que los “pobres” y los “más pobres” hasta un año después de concluir el programa. Asimismo, las estimaciones de emparejamiento muestran que el programa PROJOVEN constituye una política activa en el mercado laboral bastante efectiva para las mujeres. Por ejemplo, seis meses después del programa, el impacto del tratamiento sobre los ingresos laborales de las mujeres beneficiarias oscila entre 20 y 32 dólares. Los efectos en el empleo también son positivos para las mujeres, pero no para los hombres. Finalmente, las estimaciones del emparejamiento de corte transversal (CS) producen estimados menores respecto a las estimaciones de “diferencia en diferencias”. Esto se explica por la presencia del hoyo de Ashenfelter en los datos de PROJOVEN. Sin embargo, nótese que estas diferencias son modestas.

7. HETEROGENEIDAD Y CALIDAD DE LOS SERVICIOS DE CAPACITACIÓN

Debido a que no todos los participantes del programa reciben capacitación en la misma entidad ni en la misma ocupación, tanto el tipo de centro de capacitación como la ocupación en la que los participantes son capacitados pueden contribuir a explicar la heterogeneidad en el impacto del programa. Por ejemplo, la calidad de los servicios de capacitación puede variar mucho entre las entidades según el nivel de especialización educacional y experiencia que tengan estas, y ello podría conducir a una potencial heterogeneidad del impacto. Si este fuera el caso, la heterogeneidad del tratamiento subyacería en la heterogeneidad del impacto. Del mismo modo, algunas ocupaciones pueden tener mayores retornos en el mercado laboral, independientemente de la calidad de la capacitación en sí.

Existen cinco tipos de proveedores de capacitación en el programa PROJOVEN: empresas privadas de negocios o manufactureras, organizaciones no gubernamentales (ONG), institutos superiores tecnológicos (IST), centros de educación ocupacional (CEO) y centros de capacitación sectoriales.²³ Aplicando el índice de calidad construido por Chong y Galdo (2006), encontramos una fuerte variación en la calidad de los servicios de capacitación entre estas entidades. En promedio, las empresas privadas de negocios ofrecen la menor calidad (0,38), mientras que los centros sectoriales de capacitación brindan la más alta (0,68). En cuanto al tipo de ocupación, la distribución de cursos financiados en el programa PROJOVEN está muy concentrada en textiles y prendas de vestir (45 por ciento), seguida de servicios (22 por ciento), mecánica y metalúrgica (16 por ciento) y construcción, carpintería y manufactura de calzado (15 por ciento).

Para abordar el papel que desempeñan los centros de capacitación y la ocupación como posibles generadores de heterogeneidad en el impacto del programa, estimamos un modelo de regresión lineal utilizando solo los datos de los participantes en el programa que se han matriculado en los distintos centros y cursos.²⁴ Incluimos un conjunto de variables dicotómicas que reflejan el tipo de centro de

23 Los centros sectoriales de capacitación en industria (SENATI), construcción (SENCICO), telecomunicaciones (INICTEL) y turismo (CENFOTUR) están financiados por contribuciones que, por mandato legal, los empleadores hacen a sus respectivos centros. Ellos proporcionan principalmente capacitación específica para cada uno de los sectores, en la forma de carreras o cursos específicos. Los institutos superiores tecnológicos pueden ser públicos o privados. Así como los centros de capacitación sectorial, están abiertos a graduados de la escuela secundaria y ofrecen carreras técnicas de tres o cuatro años y cursos individuales. Finalmente, fuera de la jerarquía académica, y sin relación con ella, tenemos los centros de educación ocupacional (CEO). La admisión a un CEO no está condicionada a ningún requisito de educación básica.

24 Estimamos, además, el mismo modelo de regresión lineal, incluida la muestra de comparación y una variable dicotómica para el estado de tratamiento. Ninguno de los resultados cualitativos cambió.

capacitación y de ocupación. Las categorías omitidas son *empresa privada/empresas manufactureras y mecánica/metalúrgica*, respectivamente. También consideramos controles para otras características de línea de base del hogar e individuos, incluido el índice de riqueza, para dar cuenta de las diferencias empíricas en la distribución de covariantes entre los individuos tratados.

El cuadro 10 muestra los resultados en cuanto a ingresos mensuales y empleo. Se observa que hay una fuerte heterogeneidad en el retorno a la capacitación dependiendo del tipo de entidad donde se la recibe. En promedio, los individuos que se capacitan en las entidades sectoriales muestran los más altos retornos, mientras que los individuos que se capacitan en empresas privadas de negocios y manufactureras obtienen los más bajos. Este es un resultado robusto e independiente de la variable de interés. Por otro lado, el nivel de heterogeneidad es mayor para las mujeres que para

Cuadro 10
PROJOVEN: Estimaciones OLS por tipo de entidad de capacitación y ocupación,
18 meses después del programa

	Hombres		Mujeres		Todos	
	coef.	error est.	coef.	error est.	coef.	error est.
	Empleo					
Índice de riqueza	-0,013	0,015	0,000	0,011	-0,003	0,008
Tipo de entidad de capacitación						
Sectorial	0,153	0,090	0,231	0,086	0,201	0,059
IST	0,202	0,131	0,230	0,111	0,229	0,064
ONG	0,153	0,109	0,100	0,083	0,118	0,065
CEO	0,149	0,095	0,191	0,075	0,187	0,058
Otros	0,156	0,099	0,138	0,081	0,129	0,062
Ocupación						
Textiles y ropa	0,033	0,054	0,006	0,077	-0,032	0,040
Servicios	-0,038	0,075	0,033	0,081	-0,033	0,046
Construcción/carpintería/calzado	-0,008	0,056	0,134	0,114	0,044	0,050
	Ingreso mensual					
Índice de riqueza	-5	8	3	6	0	5
Tipo de entidad de capacitación						
Sectorial	76	50	90	44	66	31
IST	66	74	9	56	36	45
ONG	105	61	10	42	33	35
CEO	79	53	41	38	54	30
Otros	113	56	-13	41	26	33
Ocupación						
Textiles y ropa	21	30	-62	39	-36	31
Servicios	-30	42	-48	41	-40	24
Construcción/carpintería/calzado	-8	32	-83	59	-8	27
N	488		661		1.149	

Notas: Los estimados puntuales para ingresos mensuales están en nuevos soles reales. La especificación paramétrica incluye como regresores: índice de riqueza, edad, nivel de educación, sexo, situación marital, ingresos antes del tratamiento, si tienen/no tienen hijos, número de hijos, si han participado en capacitaciones anteriores y variables dicotómicas para el tipo de entidad de capacitación y tipo de ocupación en la que se capacitan. La estimación se basa en una submuestra de observaciones tratadas.

los hombres, lo que resulta consistente con los resultados previos. Asimismo, el tipo de ocupación no interesa. Una prueba de significación conjunta para las variables dicotómicas de ocupación es rechazada para ambos resultados de interés. En general, estos resultados revelan que ni la situación inicial de pobreza ni la ocupación son fuentes de heterogeneidad en el programa PROJOVEN. Los resultados sugieren, más bien, que es el tipo de entidad de capacitación lo que está principalmente relacionado con la calidad misma de la capacitación, lo que podría explicar la heterogeneidad de impactos del programa.

8. CONCLUSIONES E IMPLICANCIAS PARA POLÍTICAS

El programa PROJOVEN corresponde a una nueva generación de programas de capacitación implementados en América Latina durante la década de 1990, en medio de reformas estructurales, y que responden a la demanda del mercado laboral. Se han implementado programas similares en Argentina, Chile, Uruguay y Colombia. Esta última “generación” de políticas activas en el mercado laboral está ligada a enfoques basados en el mercado que se basan en la asignación de recursos públicos a entidades de capacitación por intermedio de procesos de licitación pública que premian los cursos de mayor calidad a los precios más bajos. En este contexto, conocer si este programa produce o no los impactos deseados constituye una prueba de la efectividad de los enfoques basados en el mercado para mejorar la empleabilidad y la productividad de los individuos desfavorecidos.

Varios de los hallazgos presentados en este informe son del interés de los generadores de políticas. Primero, los diseñadores de políticas interesados en los aspectos de mejora de la equidad de los programas sociales deberían interesarse en el proceso de participación. Encontramos que la opción voluntaria entre los elegibles desempeña un papel más importante en la explicación de diferencias demográficas en la participación del programa que la decisión administrativa. Dadas las reglas respecto al número de espacios disponibles en el programa, la gran proporción de participantes que lo abandonan nos permite descartar que exista “descreme”. Encontramos también evidencia de que el nivel socioeconómico bajo está asociado con el abandono del programa. Un paso importante para establecer mejores estrategias de focalización sería identificar los factores que impiden participar a los más pobres.

Segundo, en cuanto al impacto del programa, los resultados indican que el diseño de PROJOVEN no constituye solamente un mecanismo efectivo para mejorar la productividad de jóvenes económicamente desfavorecidos, sino que también mejora la equidad entre los grupos de diversos niveles de pobreza. Los resultados de OLS (método de mínimos cuadrados ordinarios) indican que el programa no produce impactos diferentes para los distintos niveles de condición socioeconómica de los participantes, mientras que los resultados del emparejamiento (*matching*) indican que el grupo de los “menos pobres” se beneficia menos. Este resultado probablemente esté relacionado con el mecanismo de orientación a la demanda, que garantiza la capacitación en solo aquellas ocupaciones que tengan demanda de trabajo asegurada. Así, se evita reproducir las condiciones de pobreza inicial entre los jóvenes.²⁵

25 El sistema peruano de capacitación sobresale en la reproducción de las condiciones de pobreza inicial, porque los individuos más pobres solo tienen acceso a entidades de capacitación de muy baja calidad, lo que perpetúa las grandes brechas en el ingreso (Valdivia 1997).

Tercero, la evaluación positiva del programa PROJOVEN debe mitigarse por la existencia de una gran concentración de impactos positivos en los ingresos entre los percentiles 40° y 70°. En particular, la fuerte heterogeneidad del impacto del tratamiento puede explicarse por el tipo de entidad que ofrece los servicios de capacitación y no por el nivel de pobreza o la ocupación en la que los participantes reciben la capacitación. Al respecto, la heterogeneidad en la calidad de los servicios de capacitación parece ser determinante en la dimensión de los impactos del programa, tal como lo sugieren Chong y Galdo (2006). Sería valioso emprender mayor investigación en este sentido. Por ejemplo, parece más importante para el programa contar con los servicios de capacitación de los centros sectoriales que con la empresa privada.

En cuarto lugar, tanto los impactos en ingresos como en el empleo son mayores para mujeres que para hombres, lo que sugiere que intervenciones como PROJOVEN son opciones pertinentes para los generadores de política interesados en reducir las brechas de género en el mercado laboral. Posiblemente, esto está asociado con el hecho de que debido a los costos de oportunidad (discriminación, entre otros factores), las mujeres afrontan mayores dificultades en el acceso a empleo adecuado. En este contexto, ofrecerle al participante un paquete de capacitación básica y experiencia práctica en la empresa parece ser un gran avance para cambiar las expectativas en el mercado laboral de las mujeres jóvenes que participan en el programa. Debe anotarse que el diseño de PROJOVEN incluye un estipendio para que las madres solteras puedan cubrir los costos de puericultura. Esta información también es importante para la discusión sobre qué grupos deben ser focalizados por este tipo de política en el contexto de presupuestos públicos ajustados.

En quinto lugar, PROJOVEN parece ser más adecuado para mejorar los ingresos de los participantes que para cambiar su condición de empleo, pues el impacto en los ingresos es consistentemente mayor que el impacto en el empleo. En otras palabras, mientras que la intervención en capacitación parece adecuada para producir cambios en las ganancias, no parece funcionar del mismo modo para el empleo. Por consiguiente, si la meta del gobierno consiste en mejorar las oportunidades de empleo de aquellos jóvenes que no lo tienen, los administradores del programa deben considerar modificaciones específicas en este. Para no dar inicio a un programa diferente, podría ser una buena idea experimentar con un módulo de capacitación, dentro del marco de PROJOVEN, orientado específicamente a esta meta.

9. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson, K., R. Burkhauser y J. Raymond (1993). "The Effect of Creaming on Placement Rates under the Job Training Partnership Act". *Industrial and Labor Relations Review* 46 (4): 613-624.
- Arróspide, M. y P. Egger (2000). "Capacitación laboral y empleo de jóvenes en el Perú: la experiencia del programa PROJoven". Lima: OIT.
- Ashenfelter, O. (1978). "Estimating the Effect of Training on Earnings". *Review of Economics and Statistics* 60: 47-57.
- Benavides, M. (2006). *Para acercarse a los que se alejan. Exclusión, jóvenes y políticas públicas*. Final Report for Research Department. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Black, D., J. Smith, M. Berger y B. Noel (2003). "Is the Threat of Reemployment Services More Effective than the Services Themselves? Experimental Evidence from the UI System". *American Economic Review* 93 (4): 1313-1327.
- Bitler, Marianne, Jonah Gelbach y Hilary W. Hoynes (2007). "Distributional Impacts of the Self-Sufficiency Project". *Journal of Public Economics*, en prensa.
- Bitler, Marianne, Jonah Gelbach y Hilary W. Hoynes (2006). "What Mean Impact Miss: Distributional Effects of Welfare Reform Experiments". *American Economic Review* 96 (4): 988-1012.
- Chong A. y J. Galdo (2006). "Does the Quality of Public-Sponsored Training Programs Matter? Evidence from Bidding Processes Data". Manuscrito.
- Chacaltana, J. y D. Sulmont (2003). *Políticas activas en el mercado laboral peruano: el potencial de la capacitación y los servicios de empleo*. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social.
- Dammert, A. (2007). "Heterogeneous Impacts of Conditional Cash Transfers: Evidence from Nicaragua". Documento no publicado.
- Dehejia R. y S. Wahba (1999). "Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-evaluating the Evaluation of Training Programs". *Journal of the American Statistical Association* 94: 1053-1062.
- Díaz, J. y M. Jaramillo (2006). "An Evaluation of the Peruvian Youth Labor Training Program-PROJOVEN". Washington, D. C.: Office of Evaluation and Oversight, Banco Interamericano de Desarrollo. Working Paper 10/6.
- Djebbari H. y J. Smith (2005). "Heterogeneous Program Impacts in PROGRESA". Documento no publicado.
- Escobal J., J. Saavedra y M. Torero (1998). *Los activos de los pobres en el Perú*. Lima: GRADE.

- Fields, G. (1998). "Income Mobility: Meaning, Measurement, and Some Evidence for the Developing World". Documento no publicado.
- Filmer, D. y L Pritchett (2001). "Estimating Wealth Effects without Expenditure Data – Or Tears: An Application to Educational Enrollments in States of India". *Demography* 38 (1): 115-132.
- Firpo, S. (2007). "Efficient Semiparametric Estimation of Quantile Treatment Effects". *Econometrica* 75(1): 259-276.
- Friedlander, D. y P. Robins (1997). "The Distributional Impacts of Social Programs". *Evaluation Review* 21(5): 531-553.
- Galdo, J. (1998). "Evaluación de proyectos de inversión social: impacto del Programa de Capacitación Laboral Juvenil PROJOVEN". *Boletín de Economía Laboral* (3)9: 11-30.
- Gwatkin, D., R. Rutstein, K. Johnson, R. Pande y A. Wagstaff (2000). *Socio-Economic Differences in Health, Nutrition and Population in 44 Countries*. Washington, D. C.: Banco Mundial, Departamento de Salud, Nutrición y Población.
- Heckman, J. (2001). "Micro data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy: Nobel Lecture". *Journal of Political Economy* 109: 673-748.
- Heckman, J., H. Ichimura, J. Smith y P. Todd (1998). "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data". *Econometrica* 66(5): 1017-1098.
- Heckman, J., H. Ichimura, y P. Todd (1997). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme". *Review of Economics Studies* 64(4): 605-654.
- Heckman, J., J. Smith, y N. Clements (1997). "Making the Most Out of Program Evaluations and Social Experiments: Accounting for Heterogeneity in Program Impacts". *Review of Economic Studies* 64: 421-471.
- Heckman, James, Carolyn Heinrich y Jeffrey Smith (2001). "The Performance of Performance Standards". *Journal of Human Resources* 37(4): 778-811.
- Imbens, G. (2004). "Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity". *The Review of Economics and Statistics* 86: 4-29.
- Jalan, J. y M. Ravallion (1998). "Transient Poverty in Postreform Rural China". *Journal of Comparative Economics* 26: 338-357.
- Jaramillo, M. y J. Saavedra (2005). "Governability, Reforms and Economic Performance in 1990s Peru". En A. Solimano (ed.). *Political Crises, Social Conflict and Economic Development: The Political Economy of the Andean Region*. Nueva York: Edward Elgar Publishing.
- Jaramillo, M., J. Díaz y H. Ñopo (2007). "La investigación sobre el mercado laboral peruano: instituciones, capacitación y grupos desfavorecidos". En GRADE. *Investigación, políticas y desarrollo en el Perú*. Lima: GRADE, pp. 235-183.
- LaLonde, R. (1986). "Evaluating the Econometric Evaluation of Training Programs with Experimental Data". *The American Economics Review* 76(4): 604-620.

- Levison D. y K. Moe (1998). "Household Work as a Deterrent to Schooling: An Analysis of Adolescents Girls in Peru". *Journal of Developing Areas* 32(3): 339-356.
- Marin, J. (2003). "Chile Joven: trayectoria y resultados del Programa de Capacitación Laboral de Jóvenes". Recuperado el 6 de julio de 2009, de <<http://www.ilo.org/public/spanish/region/ampro/cinterfor/temas/youth/doc/not/libro289/libro289.pdf>>.
- Ñopo, H., J. Saavedra y M. Robles (2001). *Una medición del impacto del Programa de Capacitación Laboral Juvenil PROJOVEN*. Lima: GRADE.
- Saavedra, J. y J. Chacaltana (2001). *Exclusión y oportunidad: jóvenes urbanos y su inserción en el mercado de trabajo y en el mercado de capacitación*. Lima: GRADE.
- Skoufias, E. (1999). "Krismon and Its Impact on Household Welfare: Preliminary Evidence from Household Panel Data from the 100 Village Survey in Indonesia". Documento no publicado.
- Smith, L. (2002). "A Tutorial on Principal Component Analysis". Documento no publicado.
- Smith, J. y P. Todd (2005). "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Non-Experimental Estimators?". *Journal of Econometrics* 125(1-2): 305-353.
- Valdivia, N. (1997). *La relación entre educación superior, empleo y movilidad social: el caso de los técnicos profesionales en Lima Metropolitana*. Lima: GRADE.
- Wagstaff, A. y N. Watanabe (2003). "What Difference Does the Choice of SES Make in Health Inequality Measurement?". *Health Economics* 12(10): 885-890.

PUBLICACIONES RECIENTES DE GRADE

Libros

- 2008 *Análisis de programas, procesos y resultados educativos en el Perú*
Contribuciones empíricas para el debate
Martín Benavides, ed., Liliana Miranda, Lorena Alcázar, Juan José Díaz, Patricia Ames, Francesca Uccelli, Alizon Rodríguez Navia, Eduardo Ruiz Urpeque, Néstor Valdivia, Hugo Díaz, Gisele Cuglievan, Vanessa Rojas, Jaris Mujica, Patricia Ames.
- 2007 *Investigación, políticas y desarrollo en el Perú*
Patricia Arregui, Eduardo Zegarra, Verónica Minaya, Javier Escobal, Carmen Ponce, Juana Kuramoto, Manuel Glave, Lorena Alcázar, Miguel Jaramillo, Hugo Ñopo, Juan José Díaz, Nancy Birdsall, Rachel Menezes, Máximo Torero, José Deustua, Manuel Hernández, Santiago Cueto, Martín Benavides, Ernesto Pollitt, Juan León, Martín Valdivia, Néstor Valdivia.
- 2006 *La educación peruana sigue enfrentando desafíos*
Informe de Progreso Educativo. PREAL, GRADE
Martín Benavides.
- 2006 *Los desafíos de la escolaridad en el Perú: Estudios sobre los procesos pedagógicos, los saberes previos y el rol de las familias*
Martín Benavides, ed., Sandra Azañedo, Santiago Cueto, Juan León, Eloy Neira Riquelme, Magrith Mena, Inés Olivera, Cecilia Ramírez, José Luis Rosales, Patricia Ruiz Bravo.
- 2005 *The Role of Public Infrastructure in Market Development in Rural Peru*
Javier Escobal, ed.

Documentos de trabajo

- 2008 *Asistencia docente y rendimiento escolar: EL Caso del Programa META.*
Santiago Cueto. (Documento de Trabajo 53).
- 2007 *Transparencia de los ingresos y pagos en las industrias extractivas*
Juana R. Kuramoto (Documento de Trabajo 52)
- 2007 *Minería y economía de los hogares en la sierra peruana: Impactos y espacios de conflicto*
Eduardo Zegarra, José Carlos Orihuela, Maritza Paredes (Documento de Trabajo 51)

- 2006 *¿Cómo se ajusta el mercado de trabajo ante cambios en el salario mínimo en el Perú? Una evaluación de la experiencia de la última década*
Miguel Jaramillo, Kristian López (Documento de Trabajo 50).
- 2006 *Desarrollando mercados rurales: El rol de la incertidumbre y la restricción crediticia*
Javier Escobal (Documento de Trabajo 49)
- 2005 *El clúster pesquero de Chimbote: Acción conjunta limitada y la tragedia de los recursos colectivos*
Juana Kuramoto (Documento de Trabajo 48)
- 2005 *Evaluación de la concesión del puerto de Matarani: ¿Quién ganó y quién perdió?*
Lorena Alcázar y Rodrigo Lovatón (Documento de Trabajo 47)
- 2004 *El seguro escolar gratuito y el seguro materno infantil. Análisis de su incidencia e impacto sobre el acceso a los servicios de salud y sobre la equidad en el acceso*
Miguel Jaramillo y Sandro Parodi (Documento de Trabajo 46)
- 2004 *Las reformas curriculares del Perú, Colombia, Chile y Argentina ¿Quién responde por los resultados?*
Guillermo Ferrer (Documento de Trabajo 45)
- 2003 *Las actitudes de los estudiantes peruanos hacia la lectura, la escritura, la matemática y las lenguas indígenas*
Santiago Cueto, Fernando Andrade y Juan León (Documento de Trabajo 44)
- 2003 *Oportunidades de aprendizaje y rendimiento en matemática en una muestra de estudiantes de sexto grado de primaria de Lima*
Santiago Cueto, Cecilia Ramírez, Juan León y Oscar Pain (Documento de Trabajo 43)
- 2003 *Estructura del hogar y ahorro durante el ciclo de vida. Evidencia de las cohortes peruanas*
Jaime Saavedra y Martín Valdivia (Documento de Trabajo 42)
- 2002 *Impacto de la privatización sobre el desempeño de las empresas en el Perú*
Máximo Torero (Documento de Trabajo 41)
- 2002 *El beneficio de los caminos rurales. Ampliando oportunidades de ingreso para los pobres rurales*
Javier Escobal y Carmen Ponce (Documento de Trabajo 40)
- 2002 *Un sistema de indicadores líderes del nivel de actividad para la economía peruana*
Javier Escobal y Javier Torres (Documento de Trabajo 39)
- 2002 *El financiamiento de la educación pública en el Perú. El rol de las familias*
Jaime Saavedra y Pablo Suárez (Documento de Trabajo 38)
- 2002 *Acerca de la magnitud de la inequidad en salud en el Perú.*
Martín Valdivia (Documento de Trabajo 37)
- 2002 *Una medición del impacto del programa de capacitación laboral juvenil PROJOVEN*
Hugo Ñopo, Miguel Robles y Jaime Saavedra (Documento de Trabajo 36)

BOLETINES ANÁLISIS & PROPUESTAS

N.º 15 Diciembre 2008

Martin Benavides: “¿Derecho vulnerado? Gratuidad de la educación pública, contribuciones económicas familiares y equidad”.

Raúl Andrade: “La mediación de la calidad de vida en Lima Metropolitana y la influencia de los factores individuales, públicos y sociales”.

N.º 14 Junio del 2008

Gerardo Damonte: “El esquivo desarrollo social en las localidades mineras”.

Ricardo Fort: “¿Tiene algún efecto la titulación de tierras en la inversión agrícola?”.

N.º 13 Diciembre del 2007

Juana Kuramoto: “Minería hoy: la bonanza que no hay que desperdiciar”.

Miguel Jaramillo y Néstor Valdivia: “Hacia una reforma integral de la capacitación”.

N.º 12 Mayo del 2007

Juan José Díaz: “Educación inicial y rendimiento en la escuela”.

Manuel Glave: “Reforma institucional en la gestión pública ambiental”.

N.º 11 Agosto del 2006

Santiago Cueto: “Oportunidades y logros de aprendizaje en el Perú”.

José Galdo: “¿Por qué es importante considerar la calidad de los programas sociales en el Perú?”.

N.º 10 Abril del 2006

Javier Escobal: “Vulnerabilidad de los hogares peruanos ante el TLC”.

Otras publicaciones y artículos

Véase <http://www.grade.org.pe>

El Documento de Trabajo 54 se terminó de
imprimir en los talleres de Remanso Ediciones
en el mes de noviembre del 2009.

