



SEDE ACADÉMICA DE ECUADOR

**FACULTAD LATINOAMERICANA DE CIENCIAS
SOCIALES**

SEDE ECUADOR

PROGRAMA DE POLÍTICAS SOCIALES Y GESTIÓN

MAESTRIA EN POLÍTICAS SOCIALES

**EVALUACIÓN DE IMPACTO PROGRAMA DE
ALIMENTACIÓN ESCOLAR**

Lenin Cadena Minotta

Director: Dr. Juan Ponce J.

QUITO, MARZO 2004

INDICE

INTRODUCCIÓN

CAPITULO 1

INTRODUCCIÓN A LA EVALUACIÓN DE IMPACTO

- 1.1) Introducción
- 1.2) La estimación de impactos: conceptos y formalización inicial
- 1.3) Diseños de evaluación
- 1.4) Diseños experimentales de evaluación
 - 1.4.1) Formalización de un diseño experimental de evaluación
- 1.5) Diseños no experimentales de evaluación
- 1.6) Técnica de Variables instrumentales
 - 1.6.1) Metodología de evaluación
 - 1.6.2) Supuestos en la utilización de IV
 - 1.6.3) Problemas econométricos
- 1.7) Emparejamiento por puntos de propensión
 - 1.7.1) Características del emparejamiento
 - 1.7.2) Metodología de evaluación
 - 1.7.2.1) Vecino más cercano o emparejamiento uno a uno
 - 1.7.2.2) Grupo de 5 vecinos más cercanos
 - 1.7.2.3) Emparejamiento Kernell
 - 1.7.3) Supuestos en la utilización del emparejamiento
 - 1.7.4) Problemas econométricos
- 1.8) Conclusiones

CAPITULO 2

DESCRIPCIÓN DEL PROGRAMA DE ALIMENTACIÓN ESCOLAR PAE

- 2.1) Introducción
- 2.2) Objetivos del programa
- 2.3) Antecedentes
- 2.4) Características de la ración diaria
- 2.5) Estrategia operativa
- 2.6) Costos administrativos del programa
- 2.7) Costo unitario
- 2.8) Focalización del programa
- 2.9) Análisis de la eficiencia de Focalización
- 2.10) Impacto Distributivo
- 2.11) Conclusiones

CAPITULO 3

ANÁLISIS DE DATOS Y VARIABLES

- 3.1) Fuente de datos
- 3.2) Revisión de la muestra
- 3.3) Calculo de variables
- 3.4) Conclusiones

CAPÍTULO 4

VARIABLE INSTRUMENTAL

- 4.1) Introducción
- 4. 2) Modelo Teórico de asistencia escolar
- 4.3) Problemas econométricos
- 4.3.1) Creación de variable instrumental

- 4.3.2) Pruebas de especificación del modelo
- 4.4) Especificación econométrica del modelo de asistencia escolar
 - 4.4.1) Revisión de variables
- 4.5) Resultados econométricos
 - 4.5.1) Resultados de la evaluación del programa
 - 4.5.2) Resultados del modelo de asistencia
- 4.6) Conclusiones

CAPÍTULO 5

EMPAREJAMIENTO POR PUNTAJES DE PROPENSIÓN

- 5.1) Introducción
- 5.2) Especificación econométrica modelo de participación
- 5.3) Resultados del modelo de de participación
- 5.4) Creación de un soporte común
- 5.5) Resultados de la evaluación del impacto
 - 5.5.1) Emparejamiento uno a uno.
 - 5.5.2) Grupo de vecinos más cercanos
 - 5.5.3) Emparejamiento Kernell
- 5.6) Prueba de no observables
- 5.7) Conclusiones

CAPITULO 6

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

- 6.1) Conclusiones Generales

CAPÍTULO 5

EMPAREJAMIENTO POR PUNTAJES DE PROPENSIÓN

5.1) Introducción

En este capítulo presentamos una evaluación del impacto del Programa en asistencia escolar utilizando la técnica de emparejamiento por puntajes de propensión. El problema principal para la utilización de esta técnica es utilizar un adecuado modelo de participación en el programa, cuya especificación incluya tal cantidad de características que hayan influido en la participación, que los posibles sesgos, tanto por observables como por no observables, se equilibren. Una vez definido el modelo se estiman las probabilidades de participación individuales o puntos de propensión, que serán la base para el emparejamiento.

Un error en la especificación del modelo de participación produciría inadecuados emparejamientos y una estimación de impacto sesgada. Para comprobar la adecuada especificación del modelo y la calidad del emparejamiento, utilizamos una prueba econométrica de sesgo por no observables. Adicionalmente incluimos una revisión de la muestra de tratamiento y de control utilizada para la evaluación. Finalmente presentamos los resultados con tres tipos de emparejamientos: vecino más cercano, cinco vecinos más cercanos y kernell.

5.2) Especificación econométrica modelo de participación

La especificación utilizada para calcular la probabilidad de participar en el programa es la siguiente:

$$\text{Probabilidad de participación } Y_i = \sum \alpha_i (\text{Características del hogar}) + \sum \alpha_j (\text{Criterios de elegibilidad})$$

Donde Y_i tiene el valor de 1 para los beneficiarios del programa de alimentación escolar, y 0 si no participa; y su resultado (la probabilidad de participación), es calculada en base a las características del hogar y los factores utilizados para la asignación del programa.

La estimación se realizó con un modelo probabilística tipo probit. Estos modelos utilizan un supuesto de normalidad en la FDA. Por lo cual la probabilidad a partir de la Función de Distribución Acumulada normal estandarizada es definida como:

$$P_i = \Pr(Y = 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\beta_1 + \beta_2 X_i} e^{-t^2/2} dt$$

donde t es una variable normal estandarizada, es decir $t \sim N(0,1)$ ³². Los parámetros así calculados deben ser interpretados como una tasa de cambio en la probabilidad, dada por $\beta_j \Phi(Z_i)$, donde $\Phi(\cdot)$ es la función de densidad de la variable normal estándar y donde $Z_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}$ es el modelo de participación en el programa.

³² Ver Gujarati Capítulo 16.

El modelo incluye las siguientes variables:

Cuadro No.15

Variables para el modelo de participación

Variables	No beneficiarios		Beneficiarios	
	media	desv. Est.	media	desv. Est.
Variables de participación				
vive en quito*	0.1401452	0.3472345	0.0468594	0.2114431
resto urbana*	0.4031267	0.4906628	0.1914257	0.3936196
rural dispersa	0.3082077	0.4618818	0.66999	0.4704509
dregion*	0.4997208	0.5001396	0.6500499	0.4771919
ivs_cant	34.64975	19.35103	45.04985	22.39597
Variables del hogar				
menos de 10	2.061418	1.346057	2.338983	1.429915
entre 10-15	1.311558	1.07229	1.438684	1.073626
escolaridad jefe	6.431896	4.06578	4.753593	3.156237
escolaridad mama	5.997057	4.087744	4.148577	3.278888
alcantarillado*	0.3590173	0.4798463	0.108674	0.311385
serv.hig. adec*	0.7003913	0.4582147	0.5219561	0.4997671
saneamiento*	0.8481295	0.3589955	0.6859422	0.4643711
recolect basu*	0.5242881	0.4995492	0.1854437	0.388851

La elección de estas variables se hizo sobre la base de Heckman, Ichimura y Todd, (1998), quienes recomiendan utilizar únicamente los factores que deciden la participación (Z) y no los que incidan en la variable de resultado (T)³³.

Como explicamos en el Capítulo 2, los recursos fueron del programa fueron priorizados para escuelas rurales, escuelas unidocentes, escuelas de la jurisdicción bilingüe y escuelas que no recibían ayuda alimentaria de otros programas. Además, a partir de 1999, se utilizó un índice de vulnerabilidad social que incluyó: tasa de mortalidad infantil, porcentaje de analfabetismo en la población mayor de 15 años, porcentaje de desnutrición en los menores de 5 años, un índice de pobreza de consumo y el porcentaje de población india y negra en el cantón. Por limitaciones de información se pudieron utilizar únicamente el IVS, el número de escuelas

³³ Como explicamos en el Capítulo 1 (Sesgo de selección y construcción del contrafáctico).

rurales, y el porcentaje de indígenas en el cantón. De estos criterios de focalización el más explicativo es el IVS³⁴. Para captar el efecto del área de residencia se calcularon tres variables: vive en Quito (aproximación del efecto de vivir en las grandes ciudades); vive en el resto de zona urbana (incluye rural amazonada); y, vive en el área rural dispersa. Las variables del hogar fueron escogidas por ser hechos independientes de la participación en el programa, pero que permiten aproximar la situación económica de los hogares cuyos niños eran beneficiarios.

5.3) Resultados del modelo de de participación

Los resultados del modelo indican que en caso de residir en la capital la probabilidad de participar es negativa (-0.14); incluso el residir en el resto del área urbana (incluyendo el área rural amazonaza) no tiene incidencia.

Estos coeficientes indican que es más probable que un participante resida en el área rural dispersa (0.18), que en las grandes zonas urbanas, lo que es coherente con los criterios de focalización. En este caso el IVS no resultó significativo.

De las variables del hogar se concluye que el programa ha llegado a niños de hogares con mayor número de dependientes del hogar (lo que dificulta la distribución de recursos del hogar). La escolaridad del jefe del hogar y de la madre no presentaron incidencia.

Un resultado no esperado, es que la probabilidad de participar se reduce en el caso de niños que viven en hogares con problemas de servicios básicos, tales como alcantarillado y recolección de basura, aunque en este resultado debe considerarse que el acceso a estos servicios esta generalmente relacionado con residir en el área urbana.

³⁴ Ver Capítulo 3, corrección del sesgo de selección.

Cuadro No.16

Resultados del modelo de participación en el programa

Variable dependiente	
participación en el progra	
VARIABLES DE PARTICIPACIÓN EN EL PROGRAMA	
vive en quito*	-0.1429382 (0.042730) ***
resto_urbana*	0.0289903 (0.045864)
rural dispersa	0.1812503 (0.039170) ***
dregion*	0.1038251 (0.028818) ***
ivs_cant	0.0001149 (0.000771)
VARIABLES DEL HOGAR	
dependientes de menos de 10 años	0.0160306 (0.008460) *
dependientes entre 10 y 15 años	0.007388 (0.011045)
escolaridad jefe de hogar	-0.0036317 (0.004423)
escolaridad mama	-0.003833 (0.004509)
alcantarillado*	-0.1385448 (0.034498) ***
servicio higiénico*	-0.0056259 (0.033030)
saneamiento*	-0.0244789 (0.039460)
recolecc basura*	-0.0740029 (0.039108) *
obs. P	0.3350989
pred. P (at x-bar)	0.3099249
Observaciones	2617

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1 z and $P > |z|$ are the test of the underlying coefficient being 0

Errores estándar corregidos por diseño muestral en paréntesis

*significativo al 1%, ** al 5%. *** al 10%

5.4) Creación de un soporte común

Estimada la probabilidad de participación (puntos de propensión), se eliminó el 5% superior e inferior de la muestra de control para crear un soporte común (S)³⁵.

Cuadro No.17

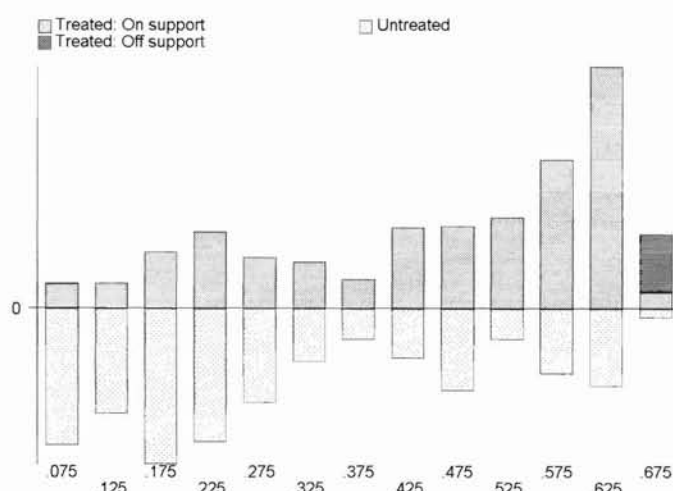
Resúmen de la muestra utilizada para los emparejamientos

Grupos	Fuera de soporte	Utilizados	Total	Porcentaje
Grupo control	0	1599	1599	63.28
Grupo tratamiento	53	875	928	36.72
Total	53	2474	2527	
Porcentaje	2.1	97.9		

Un total de 2527 casos componen nuestra muestra de evaluación. El grupo de control constituye el 63.28%, y el grupo de tratamiento un 36.72% del total. Prácticamente tenemos dos controles para cada individuo tratado, lo que es adecuado para una correcta estimación del impacto. Debido a que se redujo la muestra en un 5% superior e inferior, los casos fuera de soporte (53) corresponden a los de más alta probabilidad de pertenecer al grupo de tratamiento (último rango del gráfico 1).

Gráfico No.2

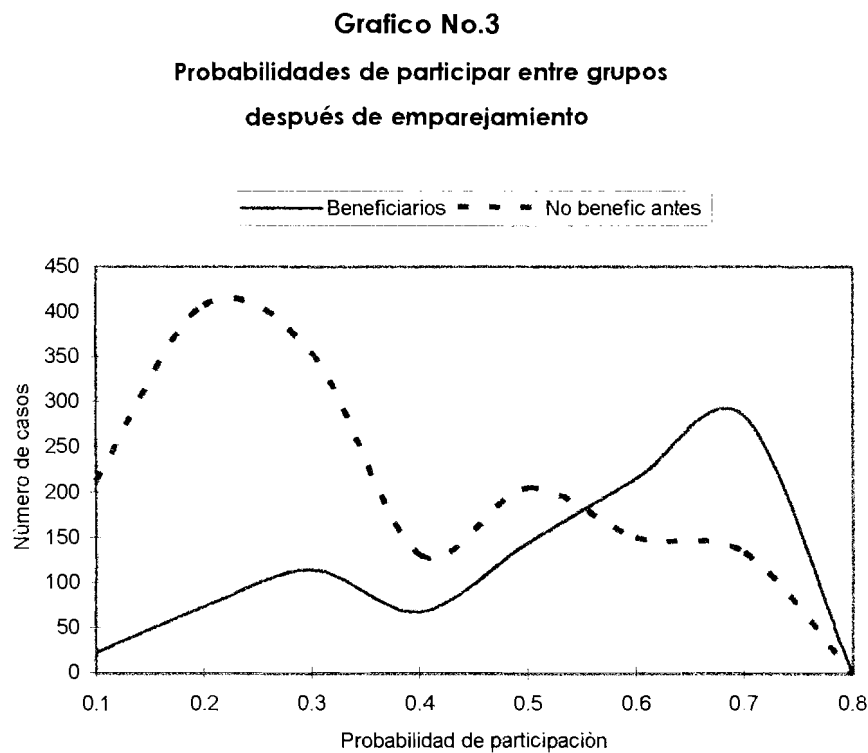
Probabilidad estimada de participar en el PAE



³⁵ S es un rango similar para las probabilidades a emparejar (Sesgo de selección y creación del contrafáctico punto 3 Capítulo 1)

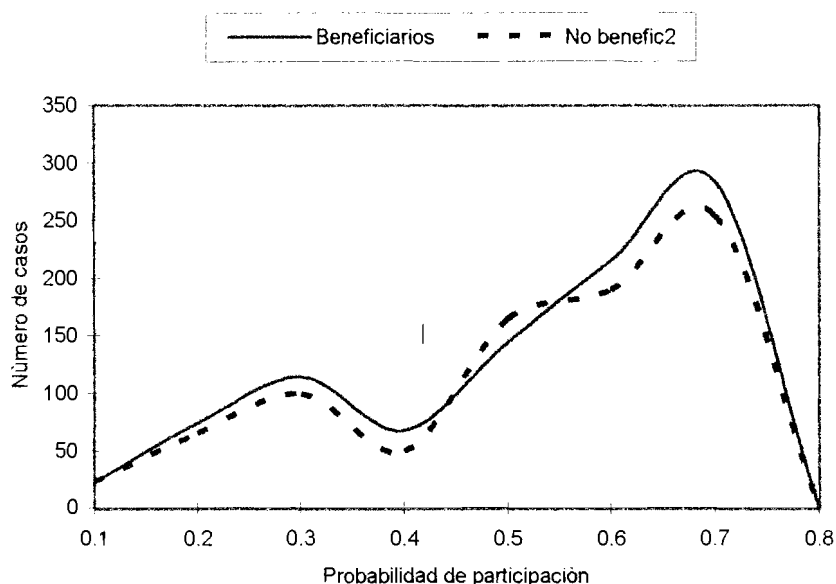
El gráfico 2 presenta las probabilidades de participación en el programa. En el eje X, la probabilidad estimada esta acumulada en 13 rangos. En el eje Y, el número de casos para cada rango. Las probabilidades para los participantes están graficadas en el primer cuadrante, y dado que las probabilidades de los no participantes son negativas están graficadas en sentido inverso.

Una forma de comprobar el grado de ajuste es graficar la distribución de las probabilidades de participación antes y después del emparejamiento. Para el efecto, utilizamos los individuos considerados por el emparejamiento tipo kernell.



El gráfico No.3 nos permite observar las diferencias en las distribuciones de probabilidad entre los grupos antes del emparejamiento. Las distribuciones tienen formas muy diferentes lo que inicialmente dificulta una comparación efectiva.

Grafico No.4
Probabilidades de participar entre grupos
después de emparejamiento



En el gráfico No.4 observamos el ajuste en las funciones de distribución de los grupos considerados posterior al emparejamiento kernell. Una vez que el comportamiento de estas funciones ha sido ajustado es posible una adecuada estimación del impacto.

5.5) Resultados de la evaluación del impacto

El impacto del programa se presenta como el efecto promedio en los tratados (average treatment on the treated ATT), y adicionalmente, el efecto en los no emparejados (unmatched) ³⁶.

³⁶ Se presentan directamente los resultados calculados por el programa estadístico con el comando psmatch2.

5.5.1) Emparejamiento uno a uno.

Los resultados del emparejamiento con el vecino más cercano utilizando un caliper de 0.01 (1% de distancia máxima) indican que, en promedio, el grupo de tratamiento presenta -0.7611 días de asistencia. El estimador en los no emparejados es también negativo -0.6956.

Resultados de impacto emparejamiento uno a uno

```

. psmatch2 dpae, outcome(asiste_1) pscore (score2) caliper (0.01) common
Matching Method: neighbor, Metric: pscore
There are observations with identical propensity score values.
The sort order of the data could affect your results.
Make sure that the sort order is random before calling psmatch2.
-----
Variable      Sample |      Treated      Controls      Difference
-----
asiste_1      Unmatched | 16.8221983   17.5178236   -.695625364
              ATT | 16.7828571       17.544   -.761142857
-----

psmatch2: |      psmatch2: Common
Treatment |      support
assignment | Off suppo  On suppor |      Total
-----
Untreated |          0      1599 |      1599
Treated   |          53      875 |          928
-----
Total     |          53     2474 |     2527

```

5.5.2) Grupo de 5 vecinos más cercanos

El impacto utilizando los cinco vecinos más cercanos con un caliper de 0.01 resultó en un prácticamente nulo -0.0004, esto es, el impacto no sería significativo.

Resultados de emparejamiento 5 vecinos más cercanos

```

. psmatch2 dpae, outcome(asiste_1) pscore (score2) neighbor(5) caliper
(0.01) common
Matching Method: neighbor, Metric: pscore
There are observations with identical propensity score values.
The sort order of the data could affect your results.
Make sure that the sort order is random before calling psmatch2.
-----
Variable      Sample |   Treated   Controls   Difference
-----+-----
  asiste_1  Unmatched | 16.8221983  17.5178236  -.695625364
                   ATT | 16.7828571  16.7833143  -.000457143
-----+-----

psmatch2: |   psmatch2: Common
Treatment |           support
assignment | Off suppo  On suppor |      Total
-----+-----
Untreated |           0     1599 |      1599
Treated   |          53     875 |       928
-----+-----
Total     |          53    2474 |      2527

```

5.5.1) Emparejamiento kernell.

Este emparejamiento utilizó una banda de 0.06. Los resultados también son negativos. El impacto en el grupo de tratamiento es de -0.0579días en promedio.

Resultados de emparejamiento Kernell

```

. psmatch2 dpae, kernel outcome(asiste_1) k(epan) pscore (score2) common
ate
Matching Method: kernel, Metric: pscore
-----
Variable      Sample |   Treated   Controls   Difference
-----+-----
  asiste_1  Unmatched | 16.8221983  17.5178236  -.695625364
                   ATT | 16.7828571  16.8407936  -.057936481
-----+-----

psmatch2: |   psmatch2: Common
Treatment |           support
assignment | Off suppo  On suppor |      Total
-----+-----
Untreated |           0     1599 |      1599
Treated   |          53     875 |       928
-----+-----
Total     |          53    2474 |      2527

```

En conclusión el efecto en los tratados es en general negativo pero difiere según el tipo de emparejamiento. Únicamente el emparejamiento uno a uno (el más insesgado) presenta un impacto de casi un día menos para los tratados. Los otros dos emparejamientos (los más eficientes por el mayor número de comparaciones) no presentan un impacto relevante.

5.6) Prueba de no observables

Para evaluar la existencia de sesgo por incidencia de características no observables utilizaremos una extensión del test Sargan-Wu-Hausman, propuesto por Jalan y Ravallion (1999). Estos autores denominaron a esta prueba *test de sesgo de selección para estimaciones con emparejamientos* (test for selection bias in the matching estimator).

Este test es aplicable únicamente para el emparejamiento uno a uno, y su objetivo es comprobar si existe correlación entre la asistencia escolar y los residuos del modelo de participación (calculado en un modelo lineal).

El primer paso es estimar el modelo de participación utilizando para calcular la probabilidad en un modelo lineal, y guardar sus residuos.

$$Y_i = \alpha X_i + \beta F_i + u_i \quad (a)$$

Donde Y_i es la variable de participación, X_i un vector de variables del hogar; F_i es un vector de variables que inciden en la participación en el programa; y, u_i son los residuos a almacenar. En segundo lugar es necesario estimar una regresión de asistencia escolar en la que se incluye como regresores la participación en el programa, los residuos del modelo

de participación almacenados, y un vector (Z) de características observables (para corregir su incidencia).

$$Asistencia_i = \alpha D_i + \beta Z_i + \gamma Residuales_i + \varepsilon_i \quad (b)$$

El sesgo de selección evaluado está presente si se puede rechazar $H_0: \gamma = 0$; es decir si el coeficiente que acompaña a los residuales del modelo de participación son significativos, confirmamos la existencia de sesgo por características no observables.

Finalmente el resultado de este test, dada su complejidad, fue ambiguo. En principio, sin incluir el vector de características observables y los residuales del modelo de participación, el coeficiente del programa es igual al obtenido con el emparejamiento uno a uno. Lamentablemente con la posterior inclusión de los residuales ya indicados y del vector de características observables, el coeficiente de la variable del programa, se aleja del resultado del emparejamiento, por lo que se dificulta en alto grado descartar la presencia de un sesgo por características no observables³⁷.

³⁷ Los resultados en Anexo 4.

5.7) Conclusiones

1. El objetivo central de este capítulo ha sido estimar el impacto utilizando técnicas de emparejamiento que equilibren los sesgos posibles por características observables y no observables. Toda la metodología presentada tiene una fuerte base teórica sobre los aspectos econométricos y de metodologías de evaluación.
2. La especificación del modelo de participación incluyó características del hogar y algunos de los criterios de focalización utilizados por el programa. Sus resultados indican que el residir en el área rural incrementa la probabilidad de recibir el programa. De las variables del hogar se concluye que el programa ha priorizado a los niños de hogares con mayor número de dependientes (lo que dificulta la distribución de recursos del hogar limitando la posibilidad de enviar a sus hijos a la escuela). La escolaridad del jefe del hogar y de la madre no tuvieron incidencia.
3. Los resultados del impacto del Programa de Alimentación Escolar calculado con los tres métodos de emparejamiento son negativos pero difieren según el método utilizado.
4. Para comprobar si la adecuada especificación del modelo de participación permitió superar el problema de sesgo de selección, presentamos un test aplicado al primer método de emparejamiento (uno a uno). Sus resultados no permiten confirmar que las estimaciones obtenidas no presentan este problema, con lo cual, no podemos asegurar que los impactos calculados sean consistentes.

CAPITULO 6

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

6.1) Conclusiones Generales

1. Este estudio tuvo como objetivo evaluar el impacto del PAE en asistencia escolar, específicamente su componente de Desayuno Escolar, para el año 1999. Para el efecto utilizó dos metodologías de evaluación no experimentales: Variables instrumentales (IV) y emparejamientos por puntajes de propensión.
2. La evaluación basada en la técnica de variable instrumental trató de corregir los principales problemas econométricos de este tipo de evaluación. Sus resultados sugieren que el impacto del Programa de Alimentación Escolar en asistencia escolar es estadísticamente nulo.
3. La corrección del sesgo de selección por características observables fue posible utilizando el criterio de focalización Índice de vulnerabilidad social. Una contribución de este estudio es la comprobación empírica de que para minimizar el sesgo es necesario que el número de regresores (instrumentos) sea igual al número de variables endógenas que se pretende corregir.
4. Del modelo de asistencia escolar utilizado en esta primera evaluación los factores de mayor incidencia positiva fueron el grado en que está matriculado el niño y el costo de la educación en el área urbana. Entre los factores de incidencia negativa obtuvimos la forma de traslado a la escuela (en el modelo de la región sierra); la antigüedad de los profesores (en los modelos por región y el área rural); y el trabajo infantil (en el modelo de área rural).

5. La evaluación del programa a partir de la técnica de emparejamiento por puntos de propensión utilizó un modelo probabilística que incluyó características del hogar y algunos de los criterios de focalización utilizados por el programa. Sus resultados indican que el residir en el área urbana (incluyendo el área rural amazonaza) reduce la probabilidad de recibir el programa, en cambio residir en el área rural dispersa incrementa esta probabilidad. De las variables del hogar se concluye que el programa ha priorizado a los niños de hogares con mayor número de dependientes (lo que dificulta la distribución de recursos del hogar limitando la posibilidad de enviar a sus hijos a la escuela). Finalmente esta técnica de evaluación no comprobó que el problema de sesgo por características no observables no estaba presente dada la correcta especificación del modelo de participación utilizado por lo que sus impactos estimados no son consistentes.
6. Los resultados del impacto del Programa de Alimentación Escolar calculado con los tres métodos de emparejamiento son negativos pero difieren según el método utilizado. Considerando que las metodologías utilizadas son las menos robustas estadísticamente, pero las únicas posibles para evaluar el impacto del programa dada la actual disponibilidad de información, podemos sugerir que el programa no tendría un efecto significativo en asistencia escolar.
7. La evaluación de los criterios de focalización indica que el PAE tiene bajos niveles de cobertura de población pobre (apenas el 44%), y presenta un problema de filtración (11%). Además presenta un

comportamiento progresivo en la asignación de la intervención aunque con una filtración del gasto hacia de los tres deciles más altos, lo que limita el efecto de su aplicación.

8. La principal recomendación para incrementar la asistencia escolar, dados los resultados en su modelo, está relacionada con los costos de la educación. Es imperativo revertir los resultados negativos del trabajo infantil en el área rural reduciendo su costo de oportunidad, a través de transferencias monetarias directas. Implantar este tipo de política en el área urbana, podría también incrementar la asistencia a la escuela, dado que, aunque los costos directos no son un factor de incidencia negativa para la decisión diaria del hogar de enviar a sus hijos a la escuela, este tipo de transferencia liberaría parte de sus recursos.

9. Es necesario que el programa focalize sus recursos hacia grupos poblacionales de atención prioritaria a fin de revertir la tendencia creciente de sus gastos sin mayor efectividad. Finalmente se recomienda reorganizar el programa utilizando un diseño de evaluación experimental que permita medir sus impactos en los aspectos no considerados en esta investigación.

BIBLIOGRAFÍA

Aedo, Cristián y Sergio Núñez (2001). "The Impact of Training Policies in Latin America and the Caribbean: The case of Programa Joven". ILADES/Georgetown University. Graduate Program in Economics.

Angrist J., Imbens G.(1995). "Two stages squares estimation of average causal effects in models with variable treatment intensity". Journal of American Statistical Association, June 1995, Vol. 90, No. 430.

Angrist J., Imbens G., Rubin D. (1996). "Identification of causal effects using instrumental variables". Journal of American Statistical Association, June 1996, Vol. 91, No. 434.

Angrist D., Krueger A. (2001). "Instrumental variables and the search for identification: from supply and demand to natural experiments". Working Paper 8456. National Bureau of Economic Research.

Ashenfelter, Orley (1978). "Estimating the Effect of Training Programs on Earnings". The Review of Economics and Statistics. Vol 6, Issue 1, pp 47-57.

Ashenfelter, O. and D. Card (1985), "Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs", Review of Economics and Statistics 67(3):648-660.

Baker, Judy; (2000). "Evaluating the Impact of Development Projects on Poverty". World Bank, Washington D.C.

Barnow, B. (1987), "The impact of CETA programs on earnings: a review of the literature", Journal of Human Resources 22(Spring):157-193.

Becker, Gary (1965), Human Capital: A theoretical and Empirical Analysis with special reference to Education. Segunda edición. Chicago: Universidad de Chicago Press, 1975 (poligrafiado).

Bedi A., Gaston N. (1999). "Using variation in schooling availability to estimate educational returns for Honduras". Economics of Education Review 18. 107-166.

Bedi A., Marshall J. (2000). "Primary attendance in Honduras". Institute of Social Sciences Working Paper Series No.320.

Del Rosso Joy Miller (1999) "School Feeding Programs: Improving Effectiveness and increasing the benefit to education. A Guide for Program Managers". The Partnership for Child Development. UNDP.

Del Rosso J, Marek T. (1996) "Class Action Improving School Performance in the Developing World through Better Health and Nutrition" .The World Bank

Dehejia, R. y Wahba, S. (2002) "Propensity score matching methods for non experimental causal studies". Review of Economics and Statics 54 (1); 151-161.

Gleason P. y Suitor C. (2003). "Eating at school: How the nacional school lunch program affects children's diets". American Journal Agricultural Economics 85(4): 1047-1061.

Gertler, P., van der Gaag, J. (1988). "Measuring the willingness to pay for social services in developing countries". LSMS Working Paper No.45, The World Bank, Washington D.C.

Gertler, P., Glewwe, P.(1989). "The willingness to pay for education in developing countries: Evidence from Rural Peru". LSMS Working Paper No. 54, The World Bank.

Glewwe P., Koch S. y Nguyen B. (2002). "Child nutrition, economic growth and the provisional of health care services in Vietnam in the 1990s". Policy Research Working Paper 2776. World Bank.

Grosh, Margaret (1992) "De los principios a la práctica: la focalización de programas sociales en América Latina, Washington D.C., Banco Mundial.

Heckman J. (1998). "Instrumental variables. A study of implicit behavioral assumptions used in making program evaluations". Journal of Human Resources XXXIII-3.

Heckman J. (1995). "Randomization as an instrumental variable". The Review of Economics and Statistics 56, 336-341.

Heckman, James, Tobias, Justin, y Vytlačil Edward (2001) "Four parameters of interest in the evaluation of social programs". Southern Economic Journal 2001, 68(2), 210-223.

Heckman, James y Jeffrey Smith (1995). "Assesing the Case for Social Experiments". The Journal of Economic Perspectives, Volume 9, Issue 2 (Spring, 1995), 85-110.

Heckman, James y Jeffrey Smith (1997). "The Sensitivity of Experimental Impact Estimates: Evidence from the National JTPA Study". Working Paper 6105. National Bureau of Economic Research.

Heckman, James y Jeffrey Smith (1999). "The Pre-Program Earnings Dip and The Determinants of Participation in a Social Program: Implications for Simple Program Evaluation Strategies". Working Paper 6983. National Bureau of Economic Research.

Heckman, James, Hidehiko Ichimura y Petra Todd (1997). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program". *Review of Economics Studies*, 65, 261-294.

Heckman, James, Hidehiko Ichimura y Petra Todd (1998). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator". *Review of Economics Studies*, 65, 261-294.

Heckman, James, Robert LaLonde & Jeffrey Smith (1998). "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs" in *Handbook of Labor Economics*, Volume III, Orley Ashenfelter and David Card, Eds.

Heckman, James, Jeffrey Smith & Nancy Clements (1999). "Making the Most Out of Programme Evaluations and Social Experiments: Accounting for Heterogeneity in Programme Impacts". *Review of Economic Studies*, 64, 487-535.

Horowitz, Joel (2000). "The Bootstrap". En *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, J.J. Heckman and E. Leamer, eds., Elsevier Science B.V., 2001, pp. 3159-3228. 65

Jiménez E., Sawada Y. (1998). "Do community-managed schools work? An evaluation of El Salvador's EDUCO program". Working paper series on Impact Evaluation of Education Reforms. Paper No.8. World Bank.

Levinger, B. (1994). *Nutrition, Health and Education for All*. Boston: Education Development Center & UNDP.(poligrafiado)

Ñopo, Hugo, Miguel Robles y Jaime Saavedra (2002). "Una medición del impacto del Programa de capacitación Laboral Juvenil PROJoven". GRADE, Documento de Trabajo # 36.

Pollitt, E. (1990). *Malnutrition and infection in the classroom*. Paris: UNESCO. (poligrafiado).

Ravallion, Martin; (1999). "The Mystery of the Vanishing Benefits: Ms. Speedy Analyst's Introduction to Evaluation." Policy Research Working Paper 2153, World Bank.

Ravina, Renato, Paulini Javier y Cancho César (2002). "Costo efectividad del programa de desayunos escolares de FONCODES y el programa de alimentación escolar del PRONAA". GRADE- Perú

Rosenbaum, Paul y Donald Rubin (1985). "The Bias Due to Incomplete Matching". *Biometrics*, Vol. 41, No. 1. (Mar., 1985), pp. 103-116.

Rosenbaum, P. and D. Rubin (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika* 70(1):41-55.

Paxson C, y Schady R. (2002). "The allocation an impact of social funds: spending on school infraestructur in Peru". *World Bank Economic Review*, Vol 16, No.2, 297-319.

Sianesi Barbara (2001). "Implementing propensity score matching estimators with STATA". University College London and Institute for Fiscal Studies. (poligrafiado).

Schlitz P. (2001). "Impacto de PROGRESA sobre las tasas de asistencia a la escuela en la población de la muestra de evaluación, 2000". IFPRI 2001.

Younger, Stephen; Villavuerte, Mauricio, y Jara, Lily (1997), "Incidencia distributive del gasto público y funciones de demanda en el Ecuador". Free University-Amsterdam, Cornell University y FLACSO-Ecuador.