

## ESTIMACIÓN DE PERFILES DE INCIDENCIA MARGINAL

FACUNDO CROSTA<sup>\*†</sup>

---

### Abstract

Los ejercicios de incidencia media brindan información sobre que grupos socioeconómicos reciben beneficios del gasto público. Por esta característica suelen ser criticados como guía para evaluar cuales de estos grupos recibirán los beneficios de modificaciones en las políticas. Se han propuesto algunas alternativas para tratar de obtener una evaluación más precisa, que también dependen de variaciones homogéneas. Se propone utilizar modelos no lineales de probabilidad para evaluar la incidencia marginal de cambios en la participación. Se muestra que estos modelos permiten considerar variaciones en los efectos marginales según las diferencias de coberturas entre provincias o las características individuales observables, fuentes potenciales de ordenamiento de incrementos en el esfuerzo del programa

The exercises of mean benefit incidence offer information on those socioeconomic groups receive benefits of the public expenditure. For this characteristic they are usually criticized as guide to evaluate which will receive the benefits of a policy change. Several papers have intended some alternatives to try to obtain a more precise evaluation but that they also depend on homogeneous variations. This paper proposes to use non lineal models of probability to evaluate the marginal incidence of changes in the participation. It is shown that these models allow considering variations in the marginal effects according to the differences of coverings between provinces or the characteristics individual observables, potential sources of classification of increments in the effort of the program

JEL Code : H, C, D3

Palabras claves: incidencia marginal; gasto público, educación media, modelos de probabilidad

---

\* El autor desea agradecer los comentarios de Leonardo Gasparini y de los participantes del Seminario de Doctorado de la UNLP. Como es usual las opiniones vertidas en este documento corresponden exclusivamente al autor. Este documento forma parte del programa de trabajo del autor en el Doctorado de Economía FCE/UNLP.

† Doctorando en Economía FCE-UNLP, Investigador visitante CEDLAS, Consultor MEyP. Correspondencia: Departamento de Economía UNLP Calle 6 entre 47 y 48, Oficina 516, 1900 La Plata, Argentina. e-mail:falucro@yahoo.com

## 1. Introducción

Los ejercicios de incidencia media del gasto público son componentes usuales de las evaluaciones del objetivo redistributivo de la política fiscal<sup>1</sup>. De un ejercicio de incidencia distributiva se puede obtener información de quién es el beneficiario de los servicios públicos y su relación con el bienestar<sup>2</sup> de diversos grupos de personas u hogares (Demery (2003)). Esta metodología es adecuada cuando se trata de obtener un diagnóstico o caracterización de la situación pero no necesariamente lo es cuando se trata de analizar los cambios en las políticas<sup>3</sup>. En los países en desarrollo un caso relevante es la distribución de nuevos beneficiarios, la cual es muy posible que no coincida con la distribución de los beneficiarios actuales.

La implementación de la Ley Federal de Educación de Argentina es una reforma cuyo principal objetivo es afectar las decisiones de participación<sup>4</sup> a través de la modificación de la estructura de los niveles del sistema educativo. Entre 1997, año en que la reforma comienza a implementarse, y 2003, los asistentes al nivel medio público se incrementaron un 12.8%. Como resultado, la tasa de asistencia de la población entre 13 y 17 años pasó de 83.2% a 92.5% respectivamente. Estas dinámicas tienen un correlato en el gasto público consolidado en educación básica el cual se incrementó en el mismo período un 26%. Estos incrementos en la cobertura se han distribuido principalmente entre los individuos con menores ingresos, pero ¿es posible afirmar que este desempeño se presentará con cualquier tipo de política sobre la participación?

La preocupación principal en los trabajos recientes sobre incidencia distributiva marginal es la determinación del grado de captura de los beneficios adicionales por los distintos grupos socioeconómicos. Lanjouw y Ravallion (1999) analizan este problema y encuentran que su evaluación es un tema esencialmente práctico. Argumentan que la secuencia de captura del programa por diferentes grupos de ingresos puede ser crítica para las conclusiones de política extraídas de la incidencia de las ganancias y pérdidas originadas en las reformas de gasto público<sup>5</sup>.

La estrategia usual de las aplicaciones de este modelo es relacionar la tasa de cobertura actual entre regiones y la cobertura específica de cada quintil en cada región. De esta manera la incidencia marginal es un valor único y no una secuencia de efectos marginales para cada quintil cuya consistencia también depende de cambios proporcionales, entre regiones en este caso. Así, este modelo es un avance sobre el estudio de incidencia marginal respecto de los ejercicios de incidencia media, pero su consistencia como estimación sigue requiriendo en cierto sentido que los cambios sean proporcionales.

---

<sup>1</sup> Esta demanda surge de diversos motivos. Por ejemplo, van de Valle (1998) destaca la existencia de una competencia entre las demandas de distintos objetivos por el gasto público. Davoodi y otros (2003) consideran que esta evaluación es útil en la búsqueda de un proceso de ajuste fiscal que sea sustentable.

<sup>2</sup> En Van de Valle (1998) es posible encontrar una discusión sobre el concepto de bienestar relevante para el caso en estudio.

<sup>3</sup> En van de Valle (1998, 2003), Lanjouw y Ravallion (1999), Younger (2003) o Demery (2003) es posible encontrar un análisis detallado de las distintas limitaciones de la metodología de incidencia media con relación al problema de incidencia marginal.

<sup>4</sup> En el inciso h del Artículo 5 de la Ley Federal de Educación Nº 24195/1993 se establece "La cobertura asistencial y la elaboración de programas especiales para posibilitar el acceso, permanencia y egreso de todos los habitantes al sistema educativo propuesto por la presente ley". En el mismo sentido la Ley de Financiamiento Educativo 26075/2005 establece en su artículo 2 que los incrementos del gasto público en educación deberán destinarse a mejorar el acceso y retención en todos los niveles del sistema educativo básico (preescolar, primario y medio)

<sup>5</sup> "The timing of program capture by different income groups could well be critical to the policy conclusions drawn about the incidence of gains and losses from public spending reforms"

El objetivo principal de este trabajo es evaluar las alternativas disponibles en la literatura para realizar un ejercicio de incidencia marginal en la participación <sup>6</sup> en su capacidad de reflejar la secuencia de apropiación del beneficio para diferentes tamaños del programa y como debieran ser modificadas para obtener una estimación de dicha secuencia que no descansa en el supuesto de cambios proporcionales. Para realizar esta evaluación se utilizan microdatos provenientes de dos encuestas de hogares similares de Argentina, con cobertura nacional y provenientes del mismo marco muestral, realizadas en los años 1997 y 2001.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección siguiente se analizan las diversas metodologías que permiten analizar la distribución del cambio en la participación y se evalúa el grado en que permiten realizar inferencia sobre incidencia marginal. En general, de ellas no es posible obtener la secuencia de captura de los beneficios de un programa por lo que se propone una metodología para hacerlo. A continuación, en la sección 3, con el objetivo de dar un marco para interpretar intuitivamente los resultados, se presenta brevemente el sistema educativo argentino, la Ley Federal de Educación y la evolución reciente de la matrícula educativa y el gasto público. En la sección 4, se presentan los resultados que surgen de aplicar las metodologías presentadas en la sección 2 sobre los microdatos de Argentina. En esta sección, se incorpora a la discusión conceptual sobre incidencia marginal una discusión detallada de las limitaciones empíricas en la aplicación de las metodologías comentadas. En la última sección se concluye. Luego de la sección de referencias, el documento culmina con un apéndice que contiene las tablas y figuras comentadas en el documento.

## **2. Revisión y propuesta metodológica**

En los últimos años se han multiplicado los estudios de incidencia distributiva media de las políticas de gasto público<sup>7</sup>. No obstante, sigue vigente su cuestionamiento como instrumento para evaluar los cambios de política, esto es, la incidencia marginal (van de valle (2003) Younger (2003)). En este sentido, en la literatura se ha establecido que el problema se presenta cuando los cambios que se analizan poseen característica distributiva diferente a la que presentan las acciones vigentes. Selden y Wasilenko (1995) es uno de los tantos casos en que se muestra claramente esta situación y se analizan las limitaciones de los ejercicios de incidencia media para diversos casos<sup>8</sup>.

Se han propuesto diversas estrategias para evaluar la incidencia marginal desde los ejercicios de incidencia media. En van de Valle y Need (1995) es posible encontrar los primeros intentos, los cuales prácticamente se mantienen vigentes. En términos generales las estrategias se limitan considerar una secuencia temporal de ejercicios de incidencia media, a partir de la cual se han derivado dos medidas de incidencia marginal<sup>9</sup>. Una, analiza el cambio en la participación de cierto grupo en el total del beneficio (Hammer y otros

---

<sup>6</sup> En Younger (2003) es posible encontrar metodologías para la evaluación de otros cambios marginales. En Bourguignon y Ferreira (2003) o en Glick y Sahn (2006) es posible encontrar una metodología de evaluación ex ante.

<sup>7</sup> Por caso, Davoodi y otros (2003) recopilan estudios de incidencia media en educación para 56 países cubriendo desde 1960 a 2000. Chu y otros (2000) recopilan 55 estudios para 25 países en educación.

<sup>8</sup> Comparan para qué cambios en las políticas públicas los ejercicios de incidencia media reflejan los resultados que se esperarían obtener de un estudio basado en una función de demanda por el servicio derivada de un modelo de elección individual. Por caso, analizan los efectos de un cambio en los aranceles pagados para acceder al programa, para el cual muestran que la incidencia marginal podría estimarse con la incidencia media. No obstante, ellos argumentan que cuando los cambios son importantes esta aproximación sobreestima las pérdidas de beneficio debido a que presupone que no cambian las decisiones de participación.

<sup>9</sup> Glick y Sahn (2006), con una estrategia similar a la de Selden y Wasylenko (1995), motivan estos dos indicadores a partir del cambio en la demanda de servicios públicos cuando cambia el precio (costo familiar) del servicio.

(1995), Al-Samarrai y Hassan (2002) o Lanjouw y otros (2002)). La otra estrategia considera cuál ha sido la participación del grupo en el cambio agregado del programa o política pública, (Younger (2002) o Glick y Razakamanantsoa (2001)).

Estas estrategias siguen siendo insatisfactorias. El hecho que la secuencia previa de cambios favorezca a cierto grupo no implica que la secuencia futura siga este comportamiento. Desde este punto de vista el uso de una secuencia temporal de ejercicios de incidencia media comparten con el ejercicio que le da origen la incapacidad de reflejar quiénes serán los individuos con mayor probabilidad de ser, o dejar de ser, beneficiarios cuando el programa cambie de tamaño. Además, no permiten establecer con precisión en cuanto aumenta la participación de cierto grupo cuando varía la participación agregada.

Lanjouw y Ravallion (1999) presentan un modelo de economía política con el que tratan de identificar las condiciones bajo las cuales los distintos grupos que componen la sociedad se apropian de los cambios en la cobertura de un programa. En este modelo, la implementación de una política requiere que aquellos individuos que la financian nunca tengan una pérdida de bienestar. De esta manera, dependiendo de la forma que adopten sus funciones de beneficios y costos con relación a la cobertura agregada dependerá si participan cuando el programa comienza, "captura temprana" o cuando el programa ya se ha expandido, "captura tardía". En este modelo las decisiones de participación de los pobres son de tipo residual.

Dado que no es posible establecer a priori cual sería la secuencia de apropiación de los beneficios, el problema es como llevar adelante su estimación. Lanjouw y Ravallion (1999) proponen, para un cierto país en cierto momento, relacionar las participaciones específicas de cada quintil en cierta subregión con la tasa de cobertura agregada en la región. Las diferencias regionales en la cobertura agregada se utilizan como fundamento de cual sería la cobertura específica bajo tasas agregadas alternativas. Su estrategia, adecuada a los datos que disponen<sup>10</sup>, les permite obtener para cada quintil una estimación de cual sería el cambio en la tasa específica de cobertura del quintil cuando cambia la tasa de cobertura agregada del programa.

Si bien este método es una mejora significativa respecto de la situación previa, lo cierto es que sigue sin resolver cuál sería la incidencia marginal en los distintos niveles de cobertura. Esto es, se obtiene para cada quintil un único valor de incidencia marginal, cuando es muy probable que la incidencia marginal se trate de una secuencia de valores diferentes según los niveles de cobertura agregada.

La relevancia de este punto es doble. Por un lado, al ser una expansión promedio de diversas regiones, surge la posibilidad de subestimar o sobreestimar el efecto de políticas focalizadas en cierta región. Por otro, al estimarse un parámetro de incidencia marginal constante por quintil, se pierde la posibilidad de evaluar que sucede en aquellos casos distintos al promedio. Esto es, pese a ser una mejora, la propuesta de estimar un único coeficiente por quintil implica seguir requiriendo que los cambios de política se distribuyan proporcionalmente, situación que hemos visto quiere evitarse.

Por esto, en este trabajo se propone una alternativa metodológica basada en el modelo de Lanjouw y Ravallion (1999), que consiste en reconocer que su modelo en realidad trata de estimar la probabilidad que determinado grupo modifique su participación cuando se modifica la participación agregada. Este planteo, realizado por Younger (2003)<sup>11</sup>, es el primer paso para obtener la secuencia de participaciones en el cambio agregado pero aún resta otro. En ese trabajo Younger utiliza el modelo lineal de probabilidad, lo cual sólo le

---

<sup>10</sup> Se trata de datos agregados por quintil y localización geográfica

<sup>11</sup> Debe notarse que Younger (2003) considera en una nota al pie que esta estimación podría realizarse por métodos no lineales, pero no considera que los resultados difieran según el modelo utilizado. Este argumento es válido sólo cuando se desea estimar los valores en las medias.

permite, al igual que Lanjouw y Ravallion (1999), obtener un único valor relevante en las medias aunque mejora la eficiencia de la estimación<sup>12</sup>.

El paso siguiente es estimar un modelo de probabilidad no lineal, el cual permite computar efectos marginales para cada quintil que se modifican cuando cambia la tasa de cobertura. De esta manera es posible obtener para cada quintil, manteniendo el supuesto de Lanjouw y Ravallion (1999) de un mismo proceso político en todas las circunstancias, una secuencia de estimaciones variables de la incidencia marginal que no dependen del supuesto de cambio proporcional. Una aplicación de estos modelos se realiza en la sección de resultados con el único objetivo de mostrar cómo sería el tratamiento propuesto del problema de estimar perfiles de incidencia marginal.

### **3. Cambios recientes en la educación media en Argentina**

En el año 1992, el gobierno nacional finaliza el proceso de transferencia de los servicios educativos a las 24 provincias<sup>13</sup>. De este proceso resulta que el gobierno nacional articula las acciones entre las provincias y compensa las problemáticas de financiamiento mientras que cada provincia establece libremente las características de su sistema educativo.

Desde la promulgación de la Ley Federal de Educación (LFE) N° 24.195 del año 1993 el sistema educativo pasó a estructurarse con los siguientes niveles: Educación inicial, constituida por el jardín maternal –3 y 4 años– y el jardín de infantes –5 años–. Educación general básica, obligatoria, 6 a 14 años, organizada en tres ciclos y Educación polimodal, de 15 años en adelante, de tres años de duración como mínimo. A esta ley no adhirieron todas las provincias, en el año 2000 sólo 6 provincias habían implementado total y masivamente la LFE<sup>14</sup>, 13 se encontraban en procesos de casos piloto o con una escala limitada<sup>15</sup> mientras que las restantes 5 se encontraban en proceso de decisión<sup>16</sup>.

Como resultado de esta reforma se produce un aumento significativo en las tasas de escolarización. El sistema educativo argentino se caracteriza históricamente por una elevada tasa de asistencia en el nivel básico (primaria), la cual alcanza casi al 100% de los niños entre 6 y 12 años. Por el contrario, la tasa de escolarización en el nivel medio recientemente ha superado el 90%. La brecha entre ambas tasas ha descendido desde el 19.6% en 1992 hasta el 7.1% en el año 2003. En el año 2001 dicha diferencia era de 7.6%. Estas mejoras se deben principalmente a un aumento del 22.6%, entre 1992 y 2001, en la asistencia en los individuos de menores ingresos CEDLAS (2005)<sup>17</sup>.

Una explicación a estas dinámicas de cobertura se encuentra en el esfuerzo de elevar la matrícula educativa en el sector público, la cual representa el 77% de la expansión del sistema educativo entre 1997 y 2001. El aumento de la matrícula en el sector público es del 14% entre ambos años, con un aumento absoluto de 245 mil matrículas. En este mismo período el gasto público en educación básica<sup>18</sup> pasó de \$7516 millones a \$9003.4 millones,

---

<sup>12</sup> Como argumenta Younger (2003) esta ganancia de eficiencia surge principalmente de poder implementar el modelo sobre los microdatos

<sup>13</sup> La organización política – institucional de Argentina es en tres niveles: un gobierno local, municipios, otro regional, provincias y el gobierno nacional o federal.

<sup>14</sup> Son las provincias de Buenos Aires, Córdoba, La Pampa, San Juan, San Luis y Tierra del Fuego.

<sup>15</sup> Es el caso de Catamarca, Corrientes Chaco, Chubut, Entre Ríos, Formosa, Jujuy, Misiones, Neuquén, Salta, Santa Fe, Santiago del Estero, y Tucumán.

<sup>16</sup> Las provincias que siguen esta estrategia son Ciudad de Buenos Aires, La Rioja, Mendoza, Río Negro y Santa Cruz

<sup>17</sup> Estas estadísticas, pese a que son de uso habitual en Argentina, deben ser consideradas con precaución ya que refiere exclusivamente a aglomerados urbanos de una muestra que hasta el año 1998 incluía a 14 de ellos y luego se expandió a 29.

<sup>18</sup> Luego de la reforma de 1997 se realizó una modificación en los presupuestos públicos que impide poder identificar con precisión el monto de los recursos asignados al nivel medio. Frente a la falta de esta información se optó por mostrar la evolución del gasto en educación básica el cual es la suma del gasto en educación primaria y media.

con un aumento en su participación en el Gasto Público Social Consolidado<sup>19</sup> de más de 2 puntos (Tabla 1).

Pese a esta fuerte tendencia general, el proceso de expansión de la matrícula y el gasto intra provincias tiene heterogeneidades con relación a la intensidad de los procesos. (Tabla 2) Por caso, al menos 4 provincias no elevan la matrícula<sup>20</sup>, otras 9 se ubican en torno del promedio<sup>21</sup> y las restantes 10 provincias lo hacen por encima del 20%.

Un análisis de la evolución del gasto público muestra una imagen semejante, sólo dos cuatro provincias disminuyen su gasto<sup>22</sup>, dieciséis lo elevan pero menos que el promedio<sup>23</sup> y las restantes provincias lo hacen por encima de éste. Si bien en principio el análisis no pareciera mostrar elementos comunes, en dieciocho casos<sup>24</sup> el aumento de la matrícula pública se asocia a algún aumento del gasto público. Estos casos representan al 79.4% de la matrícula pública total, el 73.6% del gasto público total en educación media y en el 62.5% de todas las provincias el gasto aumenta más que la matrícula.

En síntesis, en los últimos años hay un fuerte aumento de la escolarización en el nivel medio entre la población con edad de asistir, producto de un aumento de la matrícula. Este aumento en la matriculación es acompañado por aumentos en el gasto público, aunque de manera dispar.

#### **4. Resultados y datos**

En la presente sección se presenta un análisis de los resultados que surgen de aplicar las metodologías comentadas en la sección 2 con relación al problema de incidencia marginal. Previamente se presentan los datos utilizados en la aplicación al caso de la reforma de la educación básica en la Argentina.

##### **Los datos**

En este trabajo se utilizan dos encuestas de características muy similares, diseñadas para el SIEMPRO con el objetivo de proveer información, entre otras dimensiones, sobre el alcance y grado de cobertura de los programas y servicios sociales y el acceso diferencial a los mismos según el nivel de ingresos de la población. Para el año 1997 se utiliza la Encuesta de Desarrollo Social (EDS) y la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) relevada en 2001<sup>25</sup>. Ambas encuestas comparten el marco muestral cuyo universo es la población residente en localidades de 5000 o más habitantes, el cual representa aproximadamente el 96% de la población urbana del país, y el 84% de la población total. La representatividad de ambas encuestas es bastante elevada: en la EDS es de 29991693 personas mientras que para la ECV es de 31915454 personas, sobre un total nacional de 36260130 de habitantes<sup>26</sup>.

La identificación de la distribución de ingresos relevantes, o sea de la distribución del ingreso sin política pública es un ejercicio central para identificar correctamente los efectos distributivos de la política pública<sup>27</sup>. Siguiendo la estrategia usual en la Argentina se utiliza el ingreso corriente de los hogares, con corrección demográfica por adulto equivalente según

---

<sup>19</sup> El Gasto Público Social Consolidado es el gasto de los tres niveles de gobierno neto de transferencias entre ellos. En DAGPyPS (2005) se puede ver la metodología de cálculo.

<sup>20</sup> Estas provincias son: Ciudad de Buenos Aires, Córdoba, Santiago del Estero y Tucumán.

<sup>21</sup> Se trata de las provincias de San Juan, Chubut, Entre Ríos, Corrientes, Río Negro, Santa Fe, Neuquen, Buenos Aires, San Luis y Salta.

<sup>22</sup> Esto sucede en Catamarca y Salta.

<sup>23</sup> Son las provincias de Buenos Aires, Catamarca, Chaco, Chubut, Corrientes, Entre Ríos, Formosa, La Pampa, Misiones, Neuquén, Salta, Santa Cruz, Santa Fe, Santiago del Estero, Tierra del Fuego y Tucumán.

<sup>24</sup> Las provincias que no muestran correlación son: Catamarca, Ciudad de Buenos Aires, Córdoba, Santiago del Estero, Salta y Tucumán. Entre ellas se encuentran las únicas cuatro provincias que reducen su matrícula pública.

<sup>25</sup> En SIEMPRO (1997, 2003) es posible encontrar una descripción general de cada encuesta

<sup>26</sup> Censo Nacional de Población y Vivienda 2001

<sup>27</sup> Diversos capítulos de Bourguignon y da Silva (2003) consideran este problema.

una escala oficial utilizada para las estimaciones de pobreza<sup>28</sup>. A modo de contra fáctico se computa este mismo indicador pero extrayendo las transferencias monetarias realizadas por el gobierno<sup>29</sup>. Si bien esta metodología no es completamente correcta, la resolución de este problema extendería el trabajo más allá de su objetivo de analizar metodologías de estimación de incidencia marginal.

Respecto de los beneficiarios en ambas encuestas se interroga sobre asistencia, nivel de asistencia y tipo de establecimiento al que se asiste. De esta manera es posible identificar plenamente aquellos usuarios del sistema educativo público. En la Tabla 3 es posible observar la cantidad de individuos identificados y las tasas de cobertura en el nivel medio en general y del sector público en dicho nivel.

Dado que la metodología de Lanjouw y Ravallion (1999) se basa en la tasa de cobertura, en este documento se trabaja con los beneficiarios identificados de manera consistente con ella. Esto es, el análisis se restringe a la población entre 13 y 17 años. No obstante, como ya se ha dicho, los sistemas educativos suelen tener objetivos poblacionales difusos, por lo que un ejercicio sobre todos los asistentes sin considerar su edad también sería interesante<sup>30</sup>.

Para poder culminar un trabajo de incidencia restaría identificar el monto que los individuos reciben como beneficio, tarea no trivial, especialmente cuando se trata de bienes que no poseen un precio de mercado. Esta última situación ha derivado en el uso de información de gasto público, como aproximación al costo de provisión, la cual tiene algunas características que complican su interpretación como beneficios recibidos (van de valle (1998) y Demery (2003)). Usualmente de este tipo de información sólo es posible identificar un monto fijo para todos los que participan del programa. Cuando esto sucede el problema de incidencia distributiva se convierte en uno de distribución de la participación Younger (2002 y 2003)<sup>31</sup>. En este trabajo se sigue la estrategia de participación por diversas razones aunque la principal es que se analiza la evolución de un único programa, sobre el cual no se dispone de costos variables por individuos<sup>32</sup>.

### **Recuperando la incidencia media**

Un ejercicio de incidencia distributiva permite obtener información de quién es el beneficiario de los servicios públicos y su relación con el bienestar<sup>33</sup> de diversos grupos de personas u hogares (Demery (2003)). Este ejercicio, implica primero identificar, los individuos que se benefician de determinado programa y analizar su posición relativa en la distribución del

---

<sup>28</sup> Respecto del problema de identificar cual es la variable representativa del bienestar poblacional, en la literatura existe consenso en que se trata del consumo permanente del hogar Deaton (1997). Para el caso de la Argentina no es posible estimar el bienestar de esta manera. Al respecto, en Gasparini (2005) se puede ver una discusión de la metodología usual en la Argentina para estimar la distribución del ingreso y sus características.

<sup>29</sup> Se deducen las transferencias por pensiones graciables, seguro de desempleo, subsidios del gobierno y asignaciones familiares. En una versión extendida de este documento se presentan algunos de los resultados del trabajo utilizando como variable de bienestar el ingreso según surge de la encuesta, esto es, incluyendo las transferencias.

<sup>30</sup> En una versión extendida de este documento se presentan los resultados de este documento que se pueden replicar aplicando este criterio. Al comparar estos resultados con los presentados en este documento surge una distribución marginal con una incidencia similar sobre el quintil 1, pero con situaciones variadas sobre los quintiles de ingresos medios. En particular se destaca el aumento en la participación del quintil 3 en detrimento de los quintiles de mayores ingresos y del quintil 2

<sup>31</sup> Esto es parcialmente cierto, ya que para evaluar en términos relativos las diversas actividades que realiza el Estado, es necesario incorporar un ponderador de intensidad de esfuerzos. En este sentido el gasto público es un candidato natural, que refleja los costos en que incurre la política pública en el proceso de implementación.

<sup>32</sup> En una versión extendida de este trabajo se realiza una discusión sobre las posibilidades metodológicas de valuación y su posible implementación para la Argentina.

<sup>33</sup> En van de Valle (1998) es posible encontrar una discusión sobre el concepto de bienestar relevante para el caso en estudio.

ingreso. Formalmente es posible plantear que la proporción de beneficios recibidos por el grupo poblacional  $j$  será:

$$b_j = o_j \times u_j \times p_j \quad (1)$$

en donde  $b_j$  identifica la proporción de beneficiarios que pertenecen al estrato  $j$ ,  $o_j$  es la participación del estrato  $j$  en la población objetivo,  $u_j$  refleja las decisiones de uso del estrato  $j$  respecto de las decisiones de uso del resto de la población objetivo y  $p_j$  refleja las decisiones público –privado en el uso del servicio del estrato  $j$  respecto del resto de la población objetivo.

Usualmente, la información de beneficiarios se complementa con el monto monetario que recibe cada individuo, para obtener la contribución de la política pública al ingreso del hogar<sup>34</sup>. Utilizando la ecuación (1), y si  $g_j$  es la valuación del beneficio que recibe un individuo perteneciente al estrato  $j$ , el beneficio  $B_j$  que recibe el estrato  $j$  se puede formalizar:

$$B_j = b_j \times g_j \quad (2)$$

de donde,

$$IM_j = AI_j = B_j/B \quad \text{con } B = \sum_j B_j \quad (3)$$

La ecuación 3 define la participación del estrato  $j$  en el total de los beneficios del programa. A partir de ella, y con la distribución del ingreso, se pueden construir indicadores que sintetizan cual es la relación entre los montos recibidos y el ingreso<sup>35</sup>. Con esta información es posible responder a cuestiones como cuál es el porcentaje de gasto público que recibe la población que pertenece a determinado cuantil o cuál es el cambio en la distribución del bienestar originado en la política pública. También sería posible analizar si el cambio en el efecto de cierta política se debe a decisiones de los hogares (b) o del gobierno (g).

Los ejercicios de incidencia media ( $AI$ ) permiten obtener información valiosa respecto de la incidencia marginal ( $IM$ ) de cierto tipo de políticas. Supongamos que se produce una expansión del gasto público en determinado servicio cuyo único efecto es alterar el beneficio promedio sin alterar la distribución de los beneficiarios<sup>36</sup>. En estos casos, la ecuación (3) sería la estimación de la incidencia marginal ( $MI$ ) originada en esos cambios.<sup>37</sup>

En general, en los países en desarrollo, las decisiones de política pública suelen tener como objetivo directo incorporar beneficiarios al padrón existente y/o realizar modificaciones en la forma en que funciona el programa de manera de afectar las decisiones de uso del mismo. Cuando sea posible realizar el ejercicio de  $AI$  para distintos momentos podría evaluarse la distribución del cambio de la participación en el programa.

Glick y Sahn (2006) motivan dos indicadores a partir del cambio en la demanda de servicios públicos<sup>38</sup> cuando cambia el precio (costo familiar) del servicio. Por ejemplo podría analizarse como cambia en el tiempo la participación de cada cuantil en los beneficios

---

<sup>34</sup> La forma que adopta la transferencia afecta la forma de evaluar la contribución de la política fiscal al bienestar de la familia. Cuando la transferencia es en especie la contribución es en la forma de ingresos familiares no destinados a ellos mientras que cuando la transferencia es financiera la contribución es elevando la disponibilidad de recursos para el consumo.

<sup>35</sup>  $AI$  respecto ver Lambert (1993)

<sup>36</sup> Por ejemplo, si algún factor de producción del servicio aumenta su retribución, es posible pensar que, al menos en el corto plazo, sólo aumentará el gasto público sin que cambie la participación.

<sup>37</sup> Yitzhaki y Slemrod (1991) proponen comparar las curvas de concentración para analizar los efectos de cambios en las políticas, lo cual podría realizarse para comparar la evolución en el tiempo

<sup>38</sup> Esta demanda surge de un proceso decisorio de los hogares entre no enviar, enviar al sector privado o enviar al sector público, según el cambio neto en la utilidad del consumo de elegir cada opción y la acumulación de capital humano



totales, esto es, es la evolución temporal de la ecuación (3)<sup>39</sup>. Modificando esta ecuación incluyendo el subíndice t y t-1 para indicar cada período, este caso puede plantearse como:

$$IM_2 = \frac{B_{jt}}{B_t} - \frac{B_{j,t-1}}{B_{t-1}} \quad (4)$$

Otra pregunta interesante sería conocer como se ha distribuido determinado cambio en la participación total. En este caso, siguiendo la nomenclatura previa se trata de computar<sup>40</sup>:

$$IM_3 = \frac{B_{jt} - B_{j,t-1}}{B_t - B_{t-1}} \quad (5)$$

Es posible demostrar que la participación media del cuantil j aumentará (disminuirá) cuando la participación marginal sea superior (inferior) a la participación media<sup>41</sup>. Las ecuaciones (4) o (5) permiten evaluar como cambió la participación media y por lo tanto, la ecuación (3) permite tener una referencia de cómo es el proceso de expansión del programa.

En la Tabla 4, columnas (i) – (ii), se presenta un ejercicio de incidencia para la participación en la educación media en los años 1997 y 2001. El aumento del índice de concentración de -14.3 en el año 1997 a -20.1 en el año 2001 indica que luego de la expansión el programa es más propobre<sup>42</sup>. Con esta información es posible evaluar cuál hubiese sido la distribución de un incremento proporcional en los beneficios en cada uno de esos años. En la columna (iii) de dicha tabla se muestra cuál sería el sesgo para el año 2001 de un ejercicio de incremento proporcional sobre la base de los resultados de 1997. Al comparar con los resultados efectivos habría un error de subestimación en los grupos de menores ingresos, el quintil 1 se subestima en 11.7%, y de sobreestimación entre los de mayores ingresos, el quintil 5 se sobreestima en 44.0%.

Cuáles son los hechos detrás de estos resultados quedan más claros cuando se utilizan los ejercicios sencillos de incidencia marginal de las ecuaciones (4) y (5). En las columnas (iv) y (v) de la Tabla 4 se presentan los resultados que surgen de responder el ejercicio de incidencia marginal usando la información de ambos años. En la columna (iv) se puede observar que luego del incremento en el tamaño del programa, sólo los tres primeros quintiles elevaron su participación. En tanto que la columna (v) permite ajustar mejor el ejercicio anterior ya que informa que el quintil 5 es el único que no participa en el cambio total, esto es que en términos absolutos se ha reducido el total de beneficiarios del programa que pertenecen a este quintil.

De esta manera los ejercicios de incidencia marginal basados en incidencia media nos dicen cuál ha sido la característica con que se ha distribuido el cambio. Si bien este resultado es un paso más hacia una mayor comprensión de la incidencia marginal del programa aún

<sup>39</sup> En el modelo de Glick y Sahn (2006) este indicador es  $\frac{\partial(B_j/B)}{\partial P} = \frac{1}{P} \frac{B_j}{B} (e_j - e)$ ;  $e_j$  es la elasticidad precio de cuantil j y  $e$  es la elasticidad precio promedio. El cambio en la participación de cada grupo dependerá de su elasticidad respecto de la elasticidad media y la intensidad de su participación.

<sup>40</sup> En el modelo de Glick y Sahn (2006) este indicador es  $(\partial B_j / \partial P) / \left( \frac{\partial B}{\partial P} / k \right)$ ; k es el número de grupos. A medida que el indicador crece implica una mayor participación en el cambio. Cuando es igual entre cuantiles el cambio es proporcional (AI). Si esta tasa es igual a uno, el cuantil j participa proporcionalmente en el cambio del programa, mientras que cuando es menor (mayor) implica una participación menor (mayor).

<sup>41</sup> Si para que aumente la participación del cuantil j debe ser cierto que  $e_j > e$ . Re expresando esta condición surge que debe ser cierto que  $(\partial B_j / \partial P) / (\partial B / \partial P) = MI > B_j / B = AI$ , esto es que la incidencia marginal supere a la media.

<sup>42</sup> Un programa es pro pobre cuando los montos recibidos disminuyen con el nivel de ingreso. Gráficamente, cuando la curva de concentración del programa se encuentra por encima de la curva de Lorenz

sigue siendo un estado insatisfactorio debido a la dificultad para explicar si el programa se caracteriza por captura temprana o tardía.

### **Estimación econométrica de un índice de incidencia marginal**

Si bien las metodologías comentadas previamente describen cuál ha sido la distribución marginal de un cambio en la participación, no permiten responder en cuánto aumenta la participación del cuantil  $j$  cuando cambia la participación total o si el programa se caracteriza por captura temprana o tardía. A continuación se presentan dos metodologías que a través de estimaciones econométricas permiten responder a esta pregunta con cierta precisión. Para esto relacionan directamente cuál ha sido el cambio en la participación dado el cambio en la participación agregada. En este sentido Lanjouw y Ravallion (1999) (de aquí en más LyR) proponen utilizar la variación geográfica de la cobertura total para obtener para cada cuantil un índice de incidencia marginal. Esta metodología, que se presentan a continuación, será extendida más adelante a través de un estudio de modelos de probabilidad no lineal.

#### *Aproximación con las variaciones geográficas*

LyR analiza cuál sería la distribución de una expansión de la cobertura de un programa en un modelo de economía política. Pretenden establecer las condiciones generales bajo las cuales los pobres (o los no pobres) se apropian del crecimiento del programa. En concreto les preocupa conocer que grupo de ingresos recibirá el beneficio cuando se modifica el tamaño del programa. Muestran que en condiciones muy generales no es posible establecer a priori cómo sería dicha apropiación por lo que la única forma de obtener alguna información es a través de un trabajo empírico.

El problema de LyR es como obtener las diversas tasas posibles de cobertura del programa y como es la distribución de ellas entre quintiles dado que sólo disponen información sobre un único país en un único momento del tiempo. Para ello proponen utilizar la distribución de tasa de cobertura específica con distintos niveles medio de cobertura entre las posibles regiones que conforman el país.

En este caso, el análisis de incidencia marginal se reconvierte como un problema de participación marginal. Sea  $AP_j$  la tasa promedio de cobertura en el cuantil  $j$ , con  $AP_j = b_j/n_j$  y  $AOR_j$  la tasa relativa de participación del cuantil  $j$ , con  $AOR_j = AP_j/AP$ . Entonces, el problema de AI versus  $IM$  es si  $AOR_j \neq \partial AP_j / \partial AP$ , para lo cual proponen estimar la siguiente regresión para cada cuantil  $j$ :

$$AP_{j,a,p} = \alpha + \beta_j AP_p + u_{j,a,p} \quad (6)$$

en donde los subíndices denotan:  $j$  a quintil,  $a$  es un área dentro de una provincia  $p$ . De esta ecuación se obtiene la incidencia marginal del programa:

$$IM_a = \beta_j \quad (7)$$

Cuando  $\beta_j$  es superior a 1, una expansión (retracción) del programa se correlaciona con un cambio proporcionalmente superior de ese quintil.

Este método tiene algunas debilidades relevantes al momento de interpretar sus resultados. En principio, dado que todas las regiones son agrupadas en una misma ecuación, presupone que los resultados de cobertura son resultantes de un mismo proceso político. Puede suceder que ciertas regiones prefieran una mayor cobertura pública que otras, pero que tengan la misma preferencia por como se distribuye un cambio en la participación. Pero también es posible que, para la misma tasa de cobertura las regiones difieran en como se distribuye el cambio, esto es el proceso de economía política es diferente.

Una de las implicancias de esta circunstancia es que la ecuación (6) puede ser que tenga problemas de especificación. En particular, respecto del supuesto de linealidad de la relación entre la cobertura específica y la cobertura agregada, el cual puede ser cierto para cierto rango de variación y/o nivel de cobertura agregada. Supongamos que cierto bien es provisto por el sector público y también por el privado y que la proporción que brinda cada

sector depende del nivel de desarrollo. Esto es, se trata de un bien que cuando la región es subdesarrollada la provisión tiende a ser pública pero a medida que se desarrolla la provisión tiende a ser privada. En este marco es posible que surja una relación (no condicional) cóncava entre ambas variables.

Finalmente, la forma en que utiliza la información disponible no es la más eficiente. En la actualidad la disponibilidad y factibilidad de utilizar los microdatos hace que las pérdidas de información originadas en el proceso de agregación sean muy elevadas. Por esto un enfoque basado en los microdatos sería más adecuado y permitiría suavizar algunas de las restricciones del enfoque. Por caso, al redefinirse en cobertura implica restringir el análisis a determinada población, lo cual implica para ciertos programas con población objetivo que en los hechos es difusa perder los efectos de políticas relevantes<sup>43</sup>.

Pero no son éstas las dificultades más relevantes para el problema de incidencia marginal. Si se analiza en detalle la ecuación (6) se puede observar que los coeficientes que estiman la incidencia marginal no son variables con el tamaño del programa. De esta manera de ella sólo es posible evaluar cual sería la distribución de un cambio en un entorno de la situación promedio actual, pero no cuál sería la secuencia de distribución de los cambios en el programa desde que se inicia hasta que alcanza a cubrir la totalidad de la población.

En la Tabla 5 se presenta para ambos períodos la distribución de la cobertura, absoluta (AP) y relativa (AOR), por quintil de ingreso. Se observa que la asistencia a la educación media pública se ha incrementado entre ambos años debido a una mejora en la posición de casi todos los quintiles. Este incremento en la cobertura es notoriamente decreciente con el nivel de ingresos relativos: los incrementos en la cobertura en los quintiles 1 y 2 duplican los incrementos de los quintiles 3 y 4, mientras la cobertura del quintil 5 se reduce. Además, las tasas de cobertura marginales (AOR) son cóncavas respecto del nivel de ingresos.

En las Figuras 4 y 5 se presentan regresiones no paramétricas<sup>44</sup> de la relación entre la tasa de cobertura para cada quintil por área respecto de la tasa de cobertura promedio de la provincia para el año 1997 y 2001 respectivamente. En la Figura 6 se combinan ambos años. En general, las estimaciones no paramétricas parecieran mostrar una relación positiva y decreciente en el nivel de ingresos entre ambas variables. Además, a medida que la tasa de cobertura provincial se eleva el cambio en la participación específica de cada quintil pareciera ser creciente. Este desempeño sugiere que la relación entre ambas variables probablemente no sea lineal.

La implementación econométrica de la ecuación (6) no es tan directa como pareciera. La primera dificultad surge de la correlación existente entre la tasa de cobertura específica de un quintil y la tasa media de cobertura del sector público en una región (provincia en el caso de la Argentina), que deriva en que el valor esperado de los errores condicionales sea distinto de cero. Para resolver este problema, se requiere utilizar variables instrumentales<sup>45</sup>. LyR proponen utilizar la tasa de cobertura de la provincia excluyendo el área y cuantil respectivo. Este no pareciera ser conceptualmente el mejor instrumento ya que en el modelo teórico muestran que la situación de un grupo es función de cómo está el resto. Además, en el caso puntual en estudio, no es posible de computar por el tipo de información disponible debido a que algunas unidades geográficas no pueden subdividirse ni siquiera en dos<sup>46</sup>, con lo cual la correlación entre la cobertura de un grupo y del resto es aún más directa.

---

<sup>43</sup> Típicamente es el caso de los programas de educación, los cuales si bien tienen un tramo de edad predominante, el objetivo de lograr la escolarización plena lleva a que la población objetivo sea toda la población y por lo tanto a la creación de modalidades que no son las usuales (pe, escuelas nocturnas).

<sup>44</sup> Son regresiones lowess con ancho de banda de 0.8

<sup>45</sup> Esta estrategia tiene algunas dificultades, especialmente en el caso de muestras pequeñas ya que en este caso el estimador de IV es sesgado Wooldrige (2002)

<sup>46</sup> Este es el caso de la Ciudad de Buenos Aires y la provincia de Tierra del Fuego

En este trabajo se propone utilizar otro instrumento de la tasa media de participación, pero considerando que las condiciones de elegibilidad son una aproximación adecuada de la tasa media de participación<sup>47</sup>. Dado que es muy probable que dichas condiciones se correlacionen muy positivamente con la tasa media de participación sin correlacionarse con las participaciones de cada grupo, se propone utilizar la proporción de individuos con edad de asistir<sup>48</sup>. La elección de esta variable se basa en que satisface las condiciones requeridas como variable instrumento para este problema en particular. Estas son la ausencia de correlación entre el instrumento y los errores, la presencia de correlación significativa entre la variable instrumentada y el instrumento y finalmente, un requisito del problema, que la distribución de los efectos marginales sumen uno.

La primera condición es de tipo intuitivo y requiere evaluar cual es la correlación entre los instrumentos y los errores. En el caso de las variables comentadas anteriormente es claro que al ser de tipo poblacional y dado que el sector privado también presta servicios, es muy probable pensar que se relacionen con la tasa de cobertura agregada difícilmente lo haga con la tasa específica de un quintil en un área que conforma una provincia. Respecto del segundo criterio para seleccionar una variable como instrumento es que su correlación con la variable que va a ser instrumentada debe ser distinta de cero. En la última fila de la Tabla 6 se presentan los coeficientes de correlación parcial<sup>49</sup> de la tasa de cobertura con el instrumento<sup>50</sup>.

El tipo de problema en estudio establece un tercer requisito sobre los instrumentos. Dado que el cambio debe necesariamente repartirse entre todos los quintiles, la suma de los coeficientes (expresados como participación en el cambio) de los efectos marginales deben sumar uno y la suma de las constantes debe sumar cero.<sup>51</sup> En la Tabla 6 se presentan los resultados para cada año que surgen de estimar la ecuación (6) con la población objetivo del programa como instrumento. Tanto el estadístico t usual en los análisis de regresión como el test de proporcionalidad de los cambios<sup>52</sup>, permiten acotar los valores de los coeficientes. En esta tabla es posible observar que la población objetivo es un buen instrumento de la cobertura en cuanto a su cumplimiento del requisito de consistencia agregada de los efectos marginales. Los coeficientes para el año 2001 sugieren que las próximas expansiones del sistema público tenderían a distribuirse hacia los grupos de mayores ingresos.

Como ambas encuestas provienen de un marco muestral similar, es posible construir un panel de observaciones para incorporar a esta discusión algunas dimensiones interesantes. En principio permitiría utilizar otro instrumento que es la tasa promedio de participación del año anterior Lanjouw y otros (2002)<sup>53</sup>, pero esta alternativa no es eficiente ya que en este caso implica “desperdiciar” el 50% de la información disponible.

Otra ventaja de disponer de al menos dos observaciones para cada área y cuantil es que resulta posible controlar por la existencia de efectos fijos provinciales. Este control es

---

<sup>47</sup> Wooldrige (2002)

<sup>48</sup> En la versión extendida de este documento se analizaron otros instrumentos, incluyendo el propuesto por LyR, los cuales no se presentan debido a que no muestran consistencia en el criterio de agregación del cambio marginal. Este último sólo se computó como prueba debido a que como ya se ha dicho no es posible computar correctamente para la Argentina (ver referencia de nota al pie 46).

<sup>49</sup> El coeficiente de correlación parcial es relevante para seleccionar una variable como instrumento de otra sólo cuando hay una sola variable explicativa y un único instrumento Wooldrige (2002)

<sup>50</sup> Jaeger Bond and Baker (1995) muestran que cuando el instrumento es débil el estimador de IV es inconsistente

<sup>51</sup> Younger (2003) restringe la estimación para que los coeficientes cumplan con estas condiciones. Si bien esto parece razonable, un análisis detallado del sistema de ecuaciones 6 muestra que no puede resolverse como tal.

<sup>52</sup> Se trata de un test F con la hipótesis nula que la expansión es proporcional, esto es que el coeficiente es igual a 1.

<sup>53</sup> También argumenta que cuando utiliza la misma variable que Lanjouw y Ravallion (1999) la tasa lo refleja resultados similares

importante ya que permitiría considerar la existencia de procesos políticos diferentes entre provincias. Bajo las características del sistema educativo argentino esta posibilidad es altamente probable. En las tres últimas columnas de la Tabla 6 se presenta los resultados que surgen de estimar la ecuación (6) en panel para todos los instrumentos, controlando por efectos fijos provinciales y el test de proporcionalidad. En estos modelos vuelve a ser cierto que el mejor instrumento por su compatibilidad con la restricción de distribución total del cambio, es la población objetivo.

Al controlar por los efectos provinciales, los resultados cambian sustancialmente respecto de las predicciones del modelo utilizando cada año por separado. De esta manera, pareciera ser que existen procesos políticos diferentes por provincias<sup>54</sup>. Las estimaciones con paneles, son similares a las que surgen de las estimaciones no paramétricas. Esto es, a medida que el sistema se expande se hace más pro pobre y sería esperar que esta situación se mantenga ya que el único coeficiente negativo (aunque no significativo) corresponde al quintil 5. Sobre estos resultados debe alertarse que sólo el coeficiente del efecto marginal del quintil 2 es significativamente distinto de cero y en ningún caso el test de proporcionalidad es significativo.

#### *Estimación de los efectos sobre la probabilidad de asistencia*

De los resultados previos surge claramente que en ningún momento es posible estimar cual es la secuencia de la incidencia y por lo tanto, es imposible afirmar si el programa se caracteriza por captura temprana o tardía. Si bien de ellos es posible estimar para diferentes niveles de participación cual sería el efecto marginal de cada quintil, el problema que Lanjouw y Ravallion (1999) plantean es que estos coeficientes son variables en la secuencia de expansiones y esto no puede ser evaluado en el marco de su propuesta metodológica. Desde otra perspectiva la constancia del efecto marginal implica seguir sosteniendo la necesidad de cambios proporcionales, en este caso entre regiones, para sostener la consistencia del estimador.

A continuación se presenta una forma más general de tratar el problema que permitiría considerar el caso de LyR, y los casos en que los cambios no son proporcionales. Además, al basarse en los microdatos permite un uso más eficiente de la información disponible.

El modelo de LyR puede interpretarse como un modelo en donde se estima la probabilidad para cierto grupo (quintil  $j$ ) de tener mayor cobertura cuando aumenta la cobertura agregada. Una alternativa es recuperar el enfoque de la ecuación (1) y utilizar un modelo de determinación de probabilidades de asistencia entre múltiples opciones, las cuales se encuentran afectadas por variables comunes, que incluya como variable explicativa a la cobertura agregada<sup>55</sup>. Esta metodología se basa en los modelos de elección de participación que dan origen a los métodos de estimaciones de demandas de servicios a través del cómputo de variaciones compensadas<sup>56</sup>.

Esta alternativa tiene algunas ventajas sobre los modelos que estiman demandas de servicios a partir de variaciones compensadas. La primera, es que no se ven afectados en la presencia de racionamiento. Una segunda ventaja, de tipo empírico, es que en las fuentes de información de los países en desarrollo no siempre es posible identificar una variable que refleje adecuadamente los precios privados de los servicios sin mercado. Finalmente,

---

<sup>54</sup> LyR realizan un test de este efecto para sus datos y encuentran que no es significativo

<sup>55</sup> En este caso el problema de correlación entre la tasa de participación y los residuos probablemente sea mínimo.

<sup>56</sup> Véase Selden y Wasylenko (1995) para una estructura común entre los ejercicios de incidencia distributiva y los de cómputo de variaciones compensadas.

permite un mejor ajuste fuera de las medias respecto del modelo lineal de probabilidades, situación que suele ser la más interesante<sup>57</sup>.

La mayor flexibilidad de este tipo de modelos permite plantear diversas especificaciones y, por lo tanto, poder analizar el problema de los perfiles de incidencia marginal desde diversas perspectivas. En particular permiten evaluar los efectos marginales para distintos valores de tamaño del programa. Una especificación posible es seguir la estrategia de LyR de estimar para cada tramo de ingreso una ecuación. O sea que:

$$Y_{ji} = \alpha_j + \beta_j X_i + u_{ji} \quad (8)$$

en donde  $Y_{ji}$  es una variable multinomial que identifica con cero si el individuo  $i$  de cierto quintil  $j$  no asiste al sistema educativo, con 1 si asiste al sector privado y con 2 si lo hace en el sector público,  $X_i$  es un vector de variables explicativas de la asistencia entre las cuales se incluye la cobertura provincial pública y  $u_{ij}$  son los errores. La incidencia marginal de este caso vendrá dada por una transformación del coeficiente de la cobertura pública que depende del valor que adopten las variables explicativas y de la función  $g()$ <sup>58</sup>:

$$IM_5 = g(\beta_{j,cob} X_i) \beta_{j,cob} \quad (9)$$

Otra especificación posible es considerar el problema de la determinación simultánea de todos los coeficientes de los quintiles es estimar una ecuación con términos de interacción entre la tasa de cobertura y el quintil de ingresos. Esto es,

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \delta CQ_i + u_i \quad (10)$$

en donde ahora  $Y_i$  es la misma variable que antes pero para el conjunto de la población,  $X_i$  es un vector de variables explicativas de la probabilidad de asistencia para toda la población y  $CQ_i$  es un término de interacción entre la cobertura pública y el quintil. Como en el caso anterior, la incidencia marginal es el coeficiente (ajustado) de las variables explicativas relacionadas con la cobertura.

En ambas especificaciones, ecuaciones (8) o (10), es posible computar, a través de la función  $g$ , un efecto marginal diferente para cada nivel de cobertura o característica de los individuos. Esta característica de los modelos de elección discreta es la que permite aproximar la secuencia de distribución de las modificaciones en la participación en un programa.

En las Tablas 7 y 8 se presentan estimaciones de este modelo, para cada año y en la Tabla 9 una estimación agrupando ambos años con una variable binaria que identifica el año en que se realizó la encuesta. Estas estimaciones utilizan como categoría base la inasistencia, de manera de reflejar adecuadamente el problema bajo estudio. Pese a no ser necesario, salvo por cuestiones de obtener resultados homogéneos, estos modelos se computaron con las mismas restricciones de edad que las utilizadas en el modelo de LyR (13 a 17 años)

Todos los modelos de esta sección fueron estimados con efectos fijos provinciales, los cuales no se utilizan debido a que presentan multicolinealidad entre la tasa de cobertura y las variables dummy de cada provincia. Este resultado sugiere el cumplimiento del supuesto de la existencia de un proceso político similar entre las provincias<sup>59</sup>.

<sup>57</sup> Younger (2003) utiliza ese modelo para estimar un ejercicio similar al de este trabajo. Heckman y Snyder (1997) justifican el uso de modelos lineales de probabilidad para el caso de elecciones binarias con atributos del conjunto de elección no observables.

<sup>58</sup> La función  $g$  es la función de distribución que se utilice para modelar la distribución del término  $u_{ij}$ . Las estrategias usuales son utilizar la función de distribución normal o la logística, pero podría ser cualquier otra. Wooldrige (2002)

<sup>59</sup> Esta prueba es muy similar a la que realizan LyR para evaluar este supuesto, la cual consiste en regresar un conjunto de variables dummy en la tasa de cobertura. En su caso encuentran que el  $R^2$  es superior al 70% (pp271)

En el caso de los modelos no lineales, el valor del coeficiente estimado no refleja el verdadero efecto marginal, por lo que se computan aproximaciones numéricas<sup>60</sup>. Como primera aproximación a los efectos marginales en la Tabla 10 se presentan estas estimaciones tomando como referencia la cobertura promedio. De estos resultados hay algunos resultados que merecen destacarse. El primero, es que siempre se cumple el requisito de consistencia agregada de los coeficientes de la incidencia marginal ya que su suma se encuentra muy cerca de 1. El segundo resultado interesante es que el efecto marginal es, en términos generales, creciente con el nivel del ingreso. Este resultado ya se ha visto en la metodología previa, lo cual sugiere que probablemente el sistema educativo público se encuentre en aquel punto a partir del cual gran parte de los beneficios son recibidos por los quintiles de mayores ingresos. Esto es, pareciera que este programa en promedio, se encuentra en aquel punto a partir del cual la captura de los beneficios es de los individuos de mayores ingresos, o sea, captura tardía en el modelo de LyR.

Para poder evaluar esta hipótesis se computaron los efectos marginales para cada quintil y algunos valores que permiten reflejar todos los valores posibles de la tasa de cobertura<sup>61</sup>. Las Figuras 4 y 5 muestran estos cálculos para cada año y la Figura 6 lo hace para ambos años considerados como panel. De ellas surge que a medida que aumenta la cobertura del programa son más importantes los efectos marginales sobre los quintiles de menores ingresos, luego cuando la cobertura se ubica en torno del 40% surge una segunda etapa en donde todos los efectos son similares e iguales a uno y finalmente cuando la cobertura se generaliza predominan los efectos marginales del quintil de mayores ingresos.

Esta metodología permite resolver algunos de los problemas de evaluación de las dinámicas de incidencia planteadas por LyR. En este sentido pareciera que la captura por los quintiles de mayores ingresos es más bien tardía aunque esto no significa que son los más pobres los que se apropian tempranamente del programa. Como en la metodología previa es el quintil 2 el que tienen una mayor recepción de los incrementos de cobertura general cuando ésta es baja (en los inicios del programa) y a medida que la cobertura se eleva los mayores efectos se dan en el quintil 3 hasta que cuando la cobertura es muy elevada la mayor recepción es por el quintil 5. Los más pobres, quintil 1, al igual que los individuos que pertenecen al quintil 4, parecieran tener efectos marginales menos intensos pero con mayor estabilidad frente a cambios en la cobertura agregada.

Un problema de estas estimaciones, al igual que las previas, es que se estima una ecuación para cada quintil. Esta estrategia dificulta evaluar como individuos de similares características se ven afectados en la incidencia marginal según sus características personales. Por esto, se estima el modelo multinomial anterior pero en lugar de la cobertura agregada se incluye la interacción de ésta con el quintil. Tabla 11.

Los efectos marginales se computaron para el conjunto de las observaciones, y para las diversas alternativas según edad y sexo. Tabla 12. Como era de esperar, en general, siempre se cumple la propiedad de distribución total del cambio. Las dinámicas generales que se presentan son muy similares a las ya comentadas: los mayores efectos se presentan en el quintil dos y en general el sistema pareciera estar en un momento en donde los aumentos son propobres, levemente inferiores entre los hombres respecto de las mujeres.

Al analizar estos efectos con relación a la edad, se observa un cambio cualitativo a medida que se consideran ingresos más elevados. Mientras que para los quintiles más bajos los efectos son crecientes con la edad, la diferencia en el efecto marginal entre un hombre de 13 años y uno de 17 años es de 0.361, a medida que aumenta el nivel de ingresos dicha diferencia se reduce desde 0.151 para el quintil 2 hasta -0.021 para el quintil 5.

Los resultados obtenidos de seguir el enfoque de modelos no lineales de probabilidad revelan la dificultad de evaluar con un único valor el sentido de los efectos marginales. Tanto

---

<sup>60</sup> Para esto se utiliza el comando *mfx* de STATA.

<sup>61</sup> Se consideró una secuencia que comienza en cero y se incrementa de a 0.05 hasta llegar a 0.99.

las diferencias de coberturas entre provincias como entre las características individuales observables, fuentes potenciales de ordenamiento de posibles incrementos en el esfuerzo del programa, son claramente significativas en la evaluación de los efectos marginales.

## 5. Conclusiones

En este trabajo se pretende evaluar las metodologías disponibles para analizar la incidencia marginal del gasto público desde la perspectiva de la participación. La reforma educativa implementada en el año 1997 en la Argentina es el caso sobre el cual se realiza la aplicación empírica. Las características de este proceso implican un cambio significativo en las decisiones de participación. El documento evalúa las metodologías propuestas en la literatura para analizar este tipo de problema. Las Tablas 13 y 14 sintetizan los resultados obtenidos con cada método.

En este sentido se reconoce la falencia usual de los ejercicios de incidencia media para reflejar los cambios futuros. Para el caso bajo estudio tiende a sugerir una distribución del gasto menos pro pobre de lo que efectivamente resultó. Una alternativa es utilizar estos ejercicios pero considerando su evolución en el tiempo. En este caso se esperaría que el nivel educativo medio tienda a acentuar sus características de propobre. (Tabla 13) El índice de concentración entre los dos años bajo estudio se incrementa un 40%, de -14.3 a -20.1.

Una debilidad de estos ejercicios es que no permiten evaluar si estos resultados siempre se presentan o más bien se relacionan con un tamaño específico del programa. Lanjouw y Ravallion (1999) proponen una metodología para realizar esta evaluación a partir de las variaciones regionales de la cobertura como aproximación a todas las situaciones posibles. A medida que el sistema se expande se hace más pro pobre y sería esperar que esta situación se mantenga ya que el único coeficiente negativo (aunque no significativo) es el del quintil 5. (Tabla 14). No obstante, los resultados computados de manera análoga sobre los microdatos sugieren resultados distintos y posiblemente con una intuición superior: luego del esfuerzo de inclusión de los años 1997-2001 es de esperar que los beneficios adicionales tiendan a favorecer más a los individuos de mayores ingresos.

Si bien este enfoque es una mejora significativa en la forma de tratar el problema persiste la necesidad de cambios proporcionales, regionales, para que los coeficientes estimados sean consistentes. Por esto aquí se propone una forma de analizar los resultados usuales en los modelos de probabilidad que permite realizar un tratamiento integral del problema ya que es posible considerar los casos previos pero también incorporar los casos en que los cambios no son proporcionales. De esta manera la metodología aquí propuesta permite evaluar la distribución de una secuencia de expansión no proporcional de un programa público.

Los resultados de estos modelos sugieren que posiblemente la incidencia media de un programa permita conocer cual será la distribución del cambio en un torno relativamente chico del nivel existente de cobertura. Además, refuerzan el principal resultado de Lanjouw y Ravallion (1999) sobre la imposibilidad de establecer a priori cómo sería la apropiación de los cambios de los programas. Finalmente, se sugiere la necesidad de considerar que de la misma manera que la incidencia media no es igual para distintas características de los individuos que conforman una sociedad, tampoco debiera esperarse que la incidencia marginal se comporte de manera homogénea. En este sentido surge que si bien son las mujeres quienes parecieran tener una mayor probabilidad de recibir las expansiones marginales. También es cierto que para los quintiles más bajos los efectos son crecientes con la edad, mientras que para los más altos prácticamente no existe diferencia.

Estos resultados permiten proponer la necesidad de realizar un estudio de descomposiciones, en el marco de las ecuaciones (1) y (2), para tratar de obtener una idea más completa del origen de estos cambios. Para esto se propone utilizar un enfoque de descomposiciones en dos dimensiones: agregadas, para comprender los efectos de la cobertura total y micro, para evaluar los cambios en las decisiones de los individuos.



Una segunda extensión posible surge de considerar que todos los modelos considerados aquí son de tipo ex post. Por lo tanto, es necesario considerar una metodología que incorpore de manera explícita el cambio de política de manera de poder evaluar ex ante sus efectos. En este sentido para cualquiera de estos casos la construcción del ingreso contrafactual no debería ser un tema a descuidar<sup>62</sup>

### Referencias bibliográficas

- Aaron, Henry, and Martin C. McCuire. (1970). "Public Goods and Income Distribution." *Econometrica* 38 (6): 907-20.
- Al-Samarrai, Samer y Hassan Zaman (2002) "The Changing Distribution of Public Education Expenditure in Malawi" *World Bank Africa Region Working Paper Series* No. 29 March.
- Bourguignon François and Francisco H. G. Ferreira (2003) "Ex Ante Evaluation of Policy Reforms Using Behavioral Models" Capítulo 6 de The impact of economic policies on poverty and income distribution Bourguignon, F y Pereira da Silva, L (editores) World Bank y Oxford University Press
- Bourguignon François and Francisco H. G. Ferreira (2004) "Introduction" en The microeconomics of income distribution dynamics, in East Asia and Latin America. Bourguignon, F; Ferreira, F y Lustig, N (editores) World Bank y Oxford University Press
- Bourguignon, F y Pereira da Silva, L (ed.) (2003) *The impact of economic policies on poverty and income distribution* World Bank y Oxford University Press
- CEDLAS (2005) "Monitoring Socio-Economic Conditions in Argentina" World Bank
- Chu, Ke-young; Hamid Davoodi y Sanjeev Gupta (2000) "Income Distribution and Tax, and Government Social Spending Policies in Developing Countries" *WIDER Working Paper* N°214 Diciembre
- DAGPyPS (2005) "Series de Gasto Público Consolidado por finalidad–función (1980-2004)-Resumen Metodológico" Noviembre de 2005 [http://www.mecon.gov.ar/peconomica/basehome/series\\_gasto.html](http://www.mecon.gov.ar/peconomica/basehome/series_gasto.html)
- Davoodi, Hamid R.; Erwin R. Tiongson, and Sawitree S. Asawanuchit (2003) "How Useful Are Benefit Incidence Analyses of Public Education and Health Spending?" *IMF Working Paper* 227 Noviembre
- Deaton, Angus (1997) *The Analysis of Households Surveys Microeconomic analysis for development policy.* Washington D.C.: The World Bank
- Demery, Lionel (2003) "Analyzing the incidence of public spending" Capítulo 2 de The impact of economic policies on poverty and income distribution Bourguignon, F y Pereira da Silva, L (editores) World Bank y Oxford University Press
- Gasparini (2005) "Metodología de computo de la distribución del ingreso" *mimeo* CEDLAS – Banco Mundial
- Glick, P. and D. Sahn (2006) 'The Demand for Primary Schooling in Rural Madagascar: Price, Quality, and the Choice Between Public and Private Providers', *Journal of Development Economics.*
- Glick, P. and M. Razakamanantsoa (2002) 'The Distribution of Social Services in Madagascar, 1993-99', Working Paper No. 128, Cornell University Food and Nutrition Policy Program <http://www.cfnpp.cornell.edu/images/wp128.pdf>
- Hammer, Nabi y Cercone (1995) "Distributional effects of Social Sector Expenditures in Malaysia 1974 to 1989" Capítulo 18 en Public Spending and the Poor. Theory and evidence. van de Valle, Dominique y Kimberly Nead editores. Publicado por World Bank
- Heckman, James J. and James M. Snyder. (1997). "Linear Probability Models of the Demand for Attributes With an Empirical Application to Estimating the Preferences of Legislators." *Rand Journal of Economics*, 28:142-189
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) (2001) Censo Nacional de Población y Vivienda. [www.indec.gov.ar](http://www.indec.gov.ar)

---

<sup>62</sup> Ravallion (2003)

- Jaeger Bond and Baker (1995) "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and Endogenous Explanatory Variables Is Weak," *Journal of the American Statistical Association* 90, 443–450
- Lambert, Peter (1993) *The distribution and the redistribution of income* Manchester University Press
- Lanjouw, Peter , Menno Pradhan, Fadia Saadah, Haneen Sayed y Robert Sparrow (2002) "Pobreza, educación y salud en Indonesia: ¿Quién se beneficia del gasto público?" en Education and Health Expenditure, and Development: the Cases of Indonesia and Peru. Christian Morrisson, ed., Paris: OECD
- Lanjouw, P y Ravallion, M (1999) "Benefit Incidence and the Timing of Program Capture," *World Bank Economic Review*, 13, 2 pp. 257-274
- Ravallion (2003) "Assesing the poverty impact of an assigned program" en Bourguignon y Pereira da Silva (editores) The impact of economic policies on poverty and income distribution World Bank y Oxford University Press
- Sahn, D. and S. Younger (2000) 'Expenditure Incidence in Africa: Microeconomic Evidence', *Fiscal Studies* 21 (3): 329-47.
- Selden y Wasylenko "Measuring the distributional effects of Public Education in Peru" Capítulo 7 de Public Spending and the Poor. Theory and evidence. van de Valle, Dominique y Kimberly Nead editores. Publicado por World Bank.
- SIEMPRO "Objetivos y metodología de la Encuesta de Desarrollo Social" Agosto 1997.
- SIEMPRO "Objetivos y metodología de la Encuesta de Condiciones de Vida" Mayo 2003.
- van de Valle, Dominique (1995) "Introduction" en Public Spending and the Poor. Theory and evidence. van de Valle, Dominique y Kimberly Nead editores. World Bank
- van de Walle, Dominique (1998) "Assessing the Welfare Impacts of Public Spending" *World Development* 26(3):365-79
- van de Valle, Dominique (2003) "Behavioral incidence analysis of public spending" Capítulo 3 de The impact of economic policies on poverty and income distribution Bourguignon, F y Pereira da Silva, L (editores) World Bank y Oxford University Press
- Wooldrige, Jeffrey (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts -London, England
- Yitzhaki, S. and Slemrod, J. 1991. "Welfare Dominance: An Application to Commodity Taxation." *American Economic Review* 81(3):480–496.
- Younger, Stephen (2000) "The Incidence of Public Services and Subsidies in Peru." Cornell University Food and Nutrition Policy Program Working Paper No. 103, Ithaca, NY,
- Younger, Stephen (2002) "Public Expenditures and Poverty in Peru," en Christian Morrisson, ed., *Education and Health Expenditure, and Development: the Cases of Indonesia and Peru*. Paris: OECD
- Younger, Stephen (2003) "Benefits on the Margin: Evaluating Alternatives to Traditional Benefit Incidence Analysis" *World Bank Economic Review*, 17, 1, pp. 89-106

## Tablas y Gráficos

**Tabla 1. Matrícula y Gasto Público**

*Argentina, años 1997 y 2001*

	1997	2001
<i>Gasto público en educación media</i>		
En millones de pesos corrientes	2900.6	3426.9
% del Gasto Público Social Consolidado	5.0	5.8
<i>Matrícula Total</i>		
Alumnos	2463608	2782020
% de la población total	7.1	7.7
<i>Matrícula pública</i>		
Alumnos	1765038	2010286
% de la matrícula total	71.6	72.3

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Ministerio de Economía y Producción y Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología

**Tabla 2. Matrícula y Gasto Público por provincia**  
Argentina, años 1997 y 2001 por provincia

Jurisdicción	1997		2001		Variación	
	Alumnos	Gasto Público	Alumnos	Gasto Público	Alumnos	Gasto Público
Buenos Aires	672968	2460.70	785514	2931.96	16.7	19.2
Catamarca	19609	124.33	24048	116.91	22.6	-6.0
Chaco	51439	213.29	67977	233.35	32.2	9.4
Chubut	27311	120.60	30720	138.11	12.5	14.5
C. Buenos Aires	110553	635.30	104040	764.82	-5.9	20.4
Córdoba	123305	597.31	120868	853.42	-2.0	42.9
Corrientes	51462	195.27	58738	219.45	14.1	12.4
Entre Ríos	59525	270.68	67721	315.58	13.8	16.6
Formosa	29465	118.38	37662	133.73	27.8	13.0
Jujuy	45713	155.87	56495	190.29	23.6	22.1
La Pampa	14672	107.00	18656	121.62	27.2	13.7
La Rioja	16608	108.33	20150	138.90	21.3	28.2
Mendoza	80721	294.11	97388	403.42	20.6	37.2
Misiones	39880	156.78	50386	165.97	26.3	5.9
Neuquén	31343	182.09	36108	210.92	15.2	15.8
Río Negro	31975	142.72	36522	174.39	14.2	22.2
Salta	71658	192.55	85574	182.48	19.4	-5.2
San Juan	31936	143.89	34185	184.19	7.0	28.0
San Luis	19312	71.15	22626	124.77	17.2	75.4
Santa Cruz	13043	116.86	13304	132.20	2.0	13.1
Santa Fe	136429	636.96	155959	742.25	14.3	16.5
Santiago del Estero	32893	154.44	32662	176.46	-0.7	14.3
Tierra del Fuego	5843	61.84	7035	68.00	20.4	10.0
Tucumán	47375	255.60	45948	280.22	-3.0	9.6
<i>Total país</i>	<i>1765038</i>	<i>7516.0</i>	<i>2010286</i>	<i>9003.4</i>	<i>13.9</i>	<i>19.8</i>

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos del Ministerio de Educación - Relevamientos Anuales 1997 y 2001 y Dirección de Análisis del Gasto Público y Programas Sociales del Ministerio de Economía y Producción

**Tabla 3. Población objetivo y asistentes al sistema educativo medio**  
Total de Aglomerados más de 5000 habitantes, años 1997 y 2001

	1997	2001
<i>Población objetivo encuestada</i>	2375136	2362969
% de la población total encuestada	9.93	9.21
<i>Asistentes al nivel medio</i>		
Entre 13 y 17 años	1618444	1796914
% de la población objetivo	68.1	76.0
Todos	2119936	2334622
<i>Asistentes al nivel medio en el sector público</i>		
Entre 13 y 17 años	1183610	1322949
% de la población objetivo	49.8	56.0
Todos	1599140	1803521

**Notas**

Las tasas de cobertura refieren a la población de referencia relevante. Para la población objetivo es el total poblacional y para los asistentes, en general y del sector público, el total de población objetivo

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EDS 1997 y ECV 2001 SIEMPRO

**Tabla 4. Incidencia distributiva media como incidencia marginal**  
*Total de Aglomerados más de 5000 habitantes, años 1997 y 2001*

Quintiles de ingreso	IM <sub>1</sub>		Pseudo 2001	IM <sub>2</sub>	IM <sub>3</sub>
	1997	2001	Diferencia (%)	Cambio en la participación	Participación en el cambio
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
1	23.4	26.5	-11.7	3.1	0.5
2	26.2	27.7	-5.7	1.6	0.4
3	23.6	23.0	2.7	-0.6	0.2
4	16.0	15.2	4.9	-0.7	0.1
5	10.9	7.6	44.0	-3.3	-0.2
Total	100.0	100.0	0.0	0.0	1.0

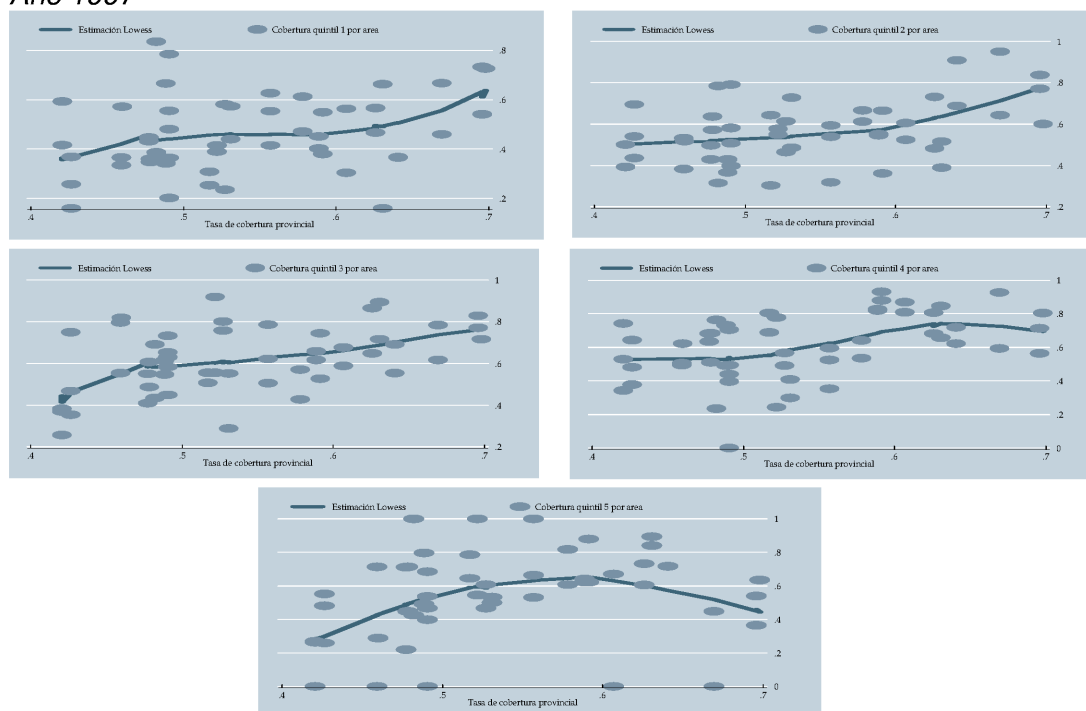
<b>Indice de concentración</b>	-14.3	-20.1
Sesgo	-0.1	-0.1
Desvío Standard	0.7	0.7
L. Inferior	-15.5	-21.3
L. Superior	-13.0	-18.7

**Notas**

Pseudo 2001 surge de distribuir el aumento en el programa según la estructura de incidencia de 1997  
 Las estadísticas sobre el indice de concentración surgen de realizar bootstrap de 100 replicaciones

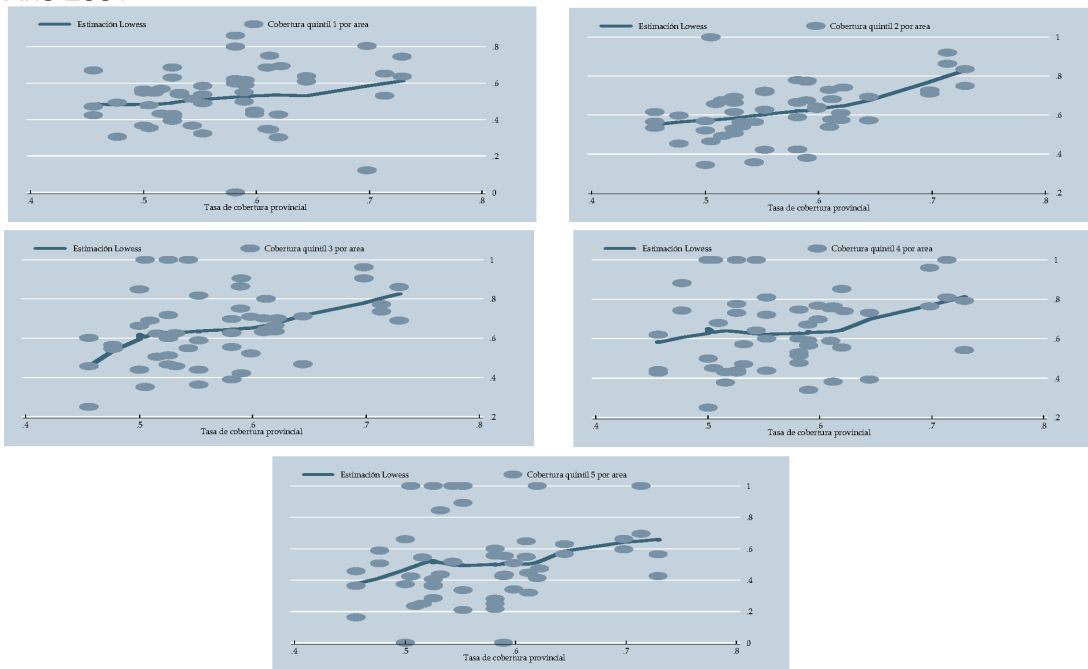
Fuente: Elaboración propia

**Figura 1 Participación específica local y cobertura provincial**  
 Año 1997



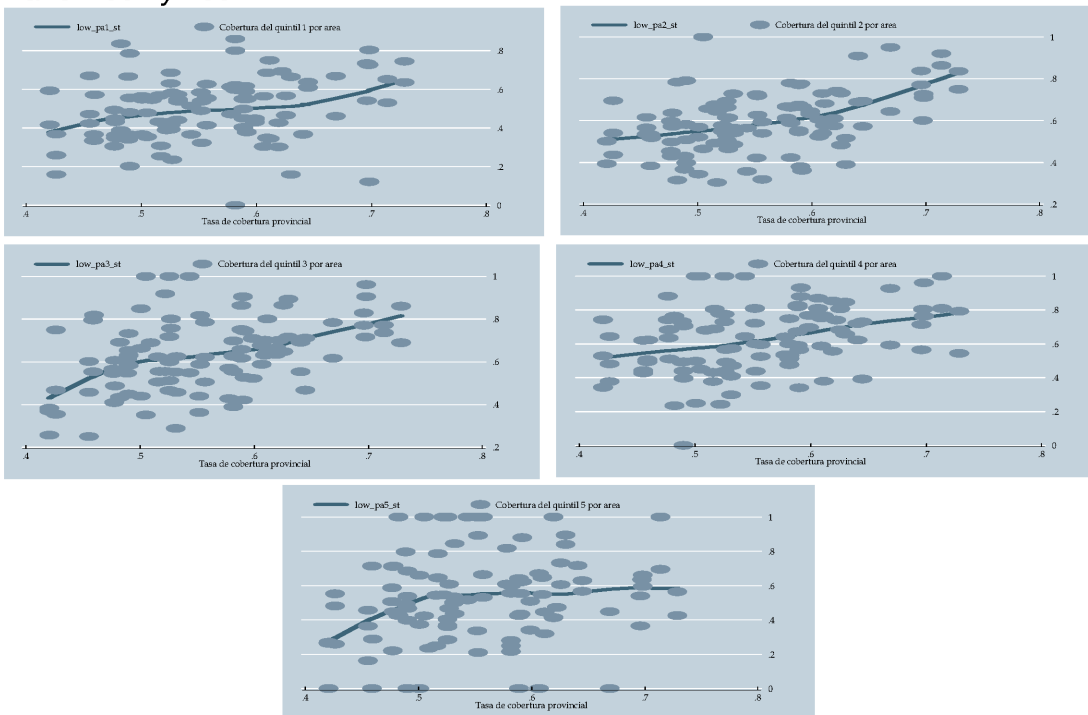
Nota: las estimaciones lowess se realizan con ancho de banda de 0.8

**Figura 2 Participación específica local y cobertura provincial**  
**Año 2001**



Nota: las estimaciones lowess se realizan con ancho de banda de 0.8

**Figura 3 Participación específica local y cobertura provincial**  
**Panel 1997 y 2001**



Nota: las estimaciones lowess se realizan con ancho de banda de 0.8

**Tabla 5. Cobertura media y cobertura marginal**  
Años 1997 y 2001

Quintiles de ingreso	1997		2001	
	AP	AOR	AP	AOR
1	0.439	0.882	0.532	0.950
2	0.520	1.043	0.641	1.144
3	0.572	1.149	0.622	1.110
4	0.526	1.056	0.568	1.014
5	0.426	0.855	0.349	0.623
Total	0.498	1.000	0.560	1.000

**Nota**

AP: tasa de cobertura; AOR: tasa de cobertura relativa=Apj/AP

Fuente: Elaboración propia

**Tabla 6. Incidencia marginal por año según modelo de Lanjouw y Ravallion (1999).**  
Años 1997 y 2001 y panel

Quintiles de ingreso	1997			2001			Panel		
	ap	_cons	Test F	ap	_cons	Test F	ap	_cons	Test F
1	0.234 (0.37)	0.334 (0.96)	1.440 (0.24)	-0.153 (-0.19)	0.605 (1.32)	2.050 (0.16)	1.093 (0.61)	-0.119 (-0.12)	0 (0.96)
2	1.078 (1.89)	-0.021 (-0.07)	0.020 (0.89)	0.563 (0.95)	0.304 (0.90)	0.550 (0.46)	2.981 (1.76)	-1.064 (-1.13)	1.36 (0.24)
3	0.419 (0.73)	0.387 (1.25)	1.020 (0.32)	0.841 (1.05)	0.166 (0.36)	0.040 (0.84)	0.67 (0.43)	0.258 (0.30)	0.05 (0.83)
4	1.295 (1.84)	-0.092 (-0.24)	0.170 (0.68)	0.95 (1.03)	0.102 (0.19)	0.000 (0.96)	1.448 (0.73)	-0.178 (-0.16)	0.05 (0.82)
5	0.927 (0.92)	0.045 (0.08)	0.010 (0.94)	2.512 (1.88)	-0.928 (-1.22)	1.290 (0.26)	-0.747 (-0.28)	0.941 (0.63)	0.42 (0.52)
Efecto Total	0.7906	0.1306		0.9426	0.0498		1.089	-0.0324	
<b>Coefficiente de correlación</b>		0.388			0.416			0.330	

Nota: en la columna denominada Test F se presente el valor del coeficiente de dicho test y abajo la probabilidad asociada

**Tabla 7. Modelos multinomiales de la probabilidad de asistir por sector**  
Año 1997, por quintiles

Variable	1997				
	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
<i>Educación privada</i>					
edad	1.016 (188.72)	0.813 (138.58)	0.642 (115.41)	1.018 (134.42)	1.357 (89.18)
hombre	-1.092 (-79.46)	-0.986 (-70.84)	-0.934 (-65.17)	-0.781 (-49.17)	-1.871 (-63.53)
miembros	-0.248 (-76.87)	-0.39 (-105.26)	-0.299 (-86.57)	0.215 (38.03)	0.271 (22.29)
cob_pub	-4.854 (-48.05)	-12.386 (-104.39)	-6.085 (-49.28)	0.102 (0.72)	-11.293 (-56.83)
j_sexo	-0.8 (-24.75)	-0.346 (-10.81)	0.364 (9.80)	1.636 (40.86)	-0.202 (-1.86)
j_aedu	0.073 (24.98)	-0.017 (-6.68)	0.056 (34.60)	0.02 (14.50)	-0.033 (-16.75)
c_aedu	0.178 (52.61)	0.108 (48.21)	0.056 (31.05)	0.074 (50.61)	0.099 (48.75)
j_ocupa	0.531 (35.65)	0.261 (15.43)	-0.145 (-6.41)	1.26 (48.92)	1.032 (24.94)
j_num	0.574 (17.42)	0.864 (27.00)	0.515 (14.05)	-3.293 (-73.75)	0.874 (7.79)
_cons	-12.014 (-124.68)	-4.352 (-40.66)	-4.945 (-43.20)	-10.934 (-77.55)	-13.6 (-54.02)
<i>Educación pública</i>					
edad	0.861 (221.82)	0.796 (164.85)	0.603 (118.62)	1.134 (154.06)	1.454 (95.45)
hombre	-0.432 (-51.00)	-0.601 (-57.83)	-0.403 (-33.35)	-0.13 (-8.77)	-1.7 (-57.49)
miembros	-0.151 (-81.96)	-0.176 (-79.52)	-0.07 (-27.64)	0.14 (25.59)	0.465 (38.10)
cob_pub	2.034 (35.37)	-2.628 (-35.38)	1.774 (17.67)	4.762 (36.09)	-3.53 (-18.21)
j_sexo	0.366 (16.88)	0.319 (14.87)	-0.202 (-6.10)	0.607 (17.38)	-0.617 (-5.80)
j_aedu	0.069 (28.53)	0.04 (20.77)	0.043 (28.75)	0.006 (4.11)	-0.077 (-39.06)
c_aedu	0.155 (50.88)	0.055 (26.81)	0.011 (6.22)	0.051 (36.18)	0.097 (47.30)
j_ocupa	0.439 (45.95)	0.198 (15.76)	0.007 (0.33)	0.553 (24.11)	1.044 (25.39)
j_num	-0.678 (-30.92)	0.379 (17.90)	0.568 (17.30)	-2.293 (-56.15)	0.58 (5.26)
_cons	-10.738 (-167.21)	-8.124 (-102.99)	-8.081 (-78.96)	-14.35 (-105.43)	-18.712 (-74.53)
Number of obs	392992	376403	354957	273290	260678
LR chi2(18)	117580.9	88498.4	54809.7	68808.4	49655.8
Prob > chi2	0	0	0	0	0
Pseudo R2	0.1692	0.1476	0.0925	0.1357	0.1174

**Tabla 8. Modelos multinomiales de la probabilidad de asistir por sector**  
Año 2001, por quintiles

Variable	2001				
	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
<i>Educación privada</i>					
edad	0.692 (141.50)	1.078 (178.07)	1.21 (179.88)	0.906 (104.20)	0.893 (83.56)
hombre	-0.822 (-68.07)	-1.335 (-102.35)	-0.251 (-20.04)	-0.978 (-53.16)	0.016 (0.82)
miembros	-0.203 (-66.70)	-0.374 (-103.44)	-0.404 (-96.36)	-0.265 (-40.36)	-0.367 (-45.60)
cob_pub	-2.402 (-22.91)	1.683 (15.63)	-6.434 (-55.14)	-4.283 (-24.95)	-6.06 (-34.40)
jsexo	-0.193 (-6.08)	-1.023 (-31.56)	-0.374 (-13.27)	0.206 (5.08)	0.493 (8.99)
jaedu	0.149 (81.04)	0.19 (95.06)	0.127 (68.09)	0.128 (49.76)	0.186 (62.59)
caedu	0.24 (106.67)	0.154 (64.09)	0.136 (73.31)	-0.026 (-8.49)	-0.036 (-11.23)
jocupa	-0.634 (-51.60)	0.64 (38.72)	-0.929 (-48.92)	1.349 (50.65)	1.373 (40.64)
jnum	-1.24 (-39.92)	0.123 (3.82)	-0.155 (-5.35)	1.723 (36.29)	0.867 (16.67)
_cons	-7.553 (-74.92)	-15.658 (-138.99)	-11.499 (-96.28)	-12.151 (-76.13)	-10.341 (-48.76)
<i>Educación pública</i>					
edad	0.8 (237.55)	1.046 (200.42)	1.292 (204.76)	0.928 (108.36)	1.087 (100.64)
hombre	-0.621 (-83.59)	-1.069 (-104.55)	-0.058 (-5.39)	-0.577 (-32.23)	0.241 (11.81)
miembros	-0.039 (-24.92)	-0.163 (-73.96)	-0.123 (-38.68)	-0.295 (-46.01)	-0.129 (-16.00)
cob_pub	2.436 (39.26)	5.015 (60.71)	0.796 (8.07)	-1.357 (-8.17)	-1.86 (-10.36)
jsexo	-0.094 (-6.02)	-1.051 (-46.80)	-0.179 (-8.14)	-1.013 (-24.96)	0.02 (0.36)
jaedu	0.065 (55.27)	0.086 (55.07)	0.095 (58.63)	0.122 (48.77)	0.019 (6.45)
caedu	0.095 (65.27)	0.13 (69.06)	0.058 (36.54)	-0.046 (-15.62)	-0.024 (-7.36)
jocupa	-0.256 (-33.01)	0.358 (27.89)	-0.626 (-37.55)	0.621 (25.87)	0.958 (28.91)
jnum	-0.368 (-24.99)	0.281 (12.72)	-0.225 (-9.90)	2.751 (58.00)	0.973 (18.46)
_cons	-11.168 (-172.62)	-15.507 (-169.40)	-16.392 (-154.15)	-13.585 (-86.80)	-14.66 (-68.27)
Number of obs	520885	491431	435838	330669	281950
LR chi2(18)	129868.7	123199.5	116398.5	42268.1	50803.8
Prob > chi2	0	0	0	0	0
Pseudo R2	0.1519	0.1675	0.1605	0.0779	0.1112



**Tabla 9. Modelos multinomiales de la probabilidad de asistir por sector**  
*Panel, Años 1997 y 2001, por quintiles*

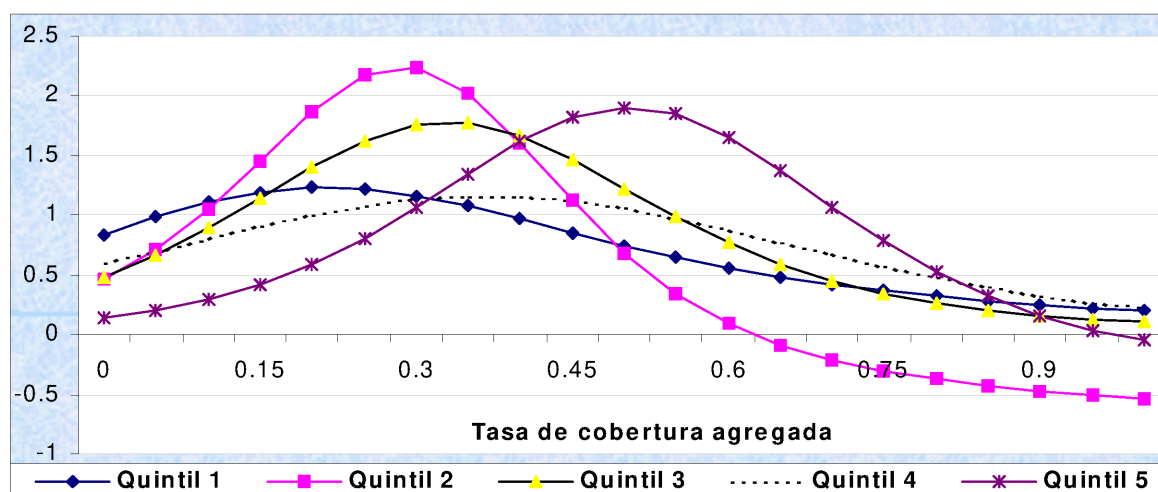
Variable	Panel				
	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
<i>Educación privada</i>					
edad	0.839 (235.78)	0.922 (223.33)	0.901 (214.43)	0.981 (175.19)	1.01 (120.22)
hombre	-0.907 (-102.65)	-1.163 (-124.71)	-0.522 (-56.17)	-0.869 (-75.82)	-0.681 (-43.31)
miembros	-0.239 (-111.68)	-0.395 (-157.34)	-0.351 (-132.55)	0.021 (5.00)	-0.149 (-24.34)
cob_pub	-3.691 (-51.60)	-5.448 (-71.65)	-6.43 (-77.33)	-0.568 (-5.50)	-7.82 (-60.40)
jsexo	-0.3 (-14.68)	-0.528 (-23.86)	0.104 (4.89)	0.817 (32.09)	-0.13 (-3.49)
jaedu	0.119 (86.86)	0.098 (64.54)	0.083 (66.50)	0.053 (40.74)	0.022 (15.42)
caedu	0.155 (109.69)	0.096 (67.58)	0.069 (57.12)	0.077 (61.24)	0.045 (30.36)
jocupa	-0.102 (-11.03)	0.461 (40.05)	-0.56 (-39.29)	1.322 (77.02)	1.287 (52.77)
jnum	-0.105 (-5.15)	0.537 (24.38)	0.362 (17.08)	-1.122 (-42.74)	0.562 (14.93)
year	-0.31 (-94.43)	-0.218 (-60.79)	-0.222 (-59.53)	0.078 (17.66)	0.049 (10.31)
_cons	609.336 (93.19)	426.238 (59.64)	436.593 (58.61)	-169.305 (-19.11)	-107.108 (-11.32)
<i>Educación pública</i>					
edad	0.83 (328.86)	0.906 (259.25)	0.925 (238.33)	1.043 (190.53)	1.148 (135.81)
hombre	-0.565 (-102.37)	-0.839 (-117.10)	-0.188 (-23.61)	-0.382 (-34.99)	-0.459 (-28.80)
miembros	-0.085 (-72.37)	-0.184 (-118.89)	-0.093 (-47.71)	-0.027 (-6.86)	0.066 (10.72)
cob_pub	2.123 (51.12)	0.852 (15.48)	1.053 (15.28)	3.311 (33.85)	-2.031 (-15.69)
jsexo	-0.004 (-0.37)	-0.303 (-19.94)	-0.108 (-6.02)	-0.23 (-9.91)	-0.478 (-12.53)
jaedu	0.065 (63.69)	0.076 (59.24)	0.065 (56.24)	0.042 (33.53)	-0.045 (-31.54)
caedu	0.094 (88.19)	0.059 (49.14)	0.02 (18.31)	0.055 (44.77)	0.045 (30.18)
jocupa	0.022 (3.73)	0.303 (34.32)	-0.323 (-25.60)	0.6 (39.86)	1.037 (42.67)
jnum	-0.362 (-30.26)	0.448 (29.98)	0.231 (13.00)	-0.174 (-7.13)	0.541 (14.12)
year	-0.166 (-75.12)	-0.186 (-64.52)	-0.21 (-62.81)	0.012 (2.77)	-0.067 (-13.86)
_cons	320.985 (72.77)	359.867 (62.66)	407.248 (61.15)	-38.458 (-4.50)	118.548 (12.40)
Number of obs	913877	867834	790795	603959	542628
LR chi2(20)	229813.2	189079.3	158198.8	106490.3	85341.0
Prob > chi2	0	0	0	0	0
Pseudo R2	0.148	0.1415	0.1198	0.1005	0.0965

**Tabla 10. Modelos multinomiales por quintiles: Efectos marginales de un cambio en la cobertura agregada sobre la probabilidad de asistir al sector público**

Quintiles de ingreso	1997		2001		Panel	
	Efecto marginal	Cobertura promedio	Efecto marginal	Cobertura promedio	Efecto marginal	Cobertura promedio
1	0.721	0.512	0.580	0.563	0.644	0.541
2	0.664	0.503	0.562	0.561	0.645	0.536
3	1.264	0.492	1.049	0.563	1.132	0.531
4	1.076	0.492	0.628	0.563	0.887	0.531
5	1.896	0.487	0.911	0.554	1.339	0.522
Efecto total	1.124		0.746		0.930	

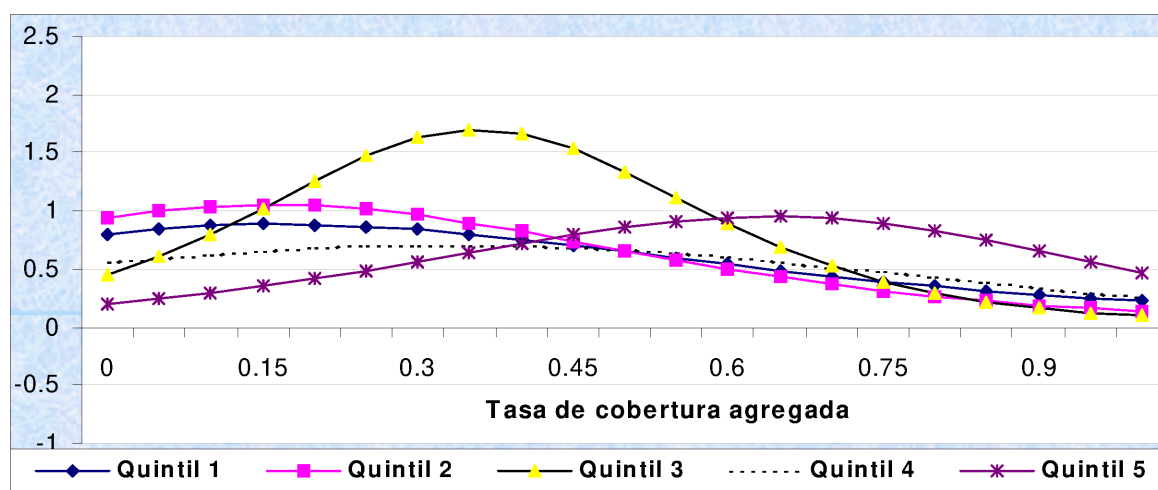
**Figura 4. Modelos multinomiales por quintiles: efectos marginales de la tasa de cobertura**

Año 1997



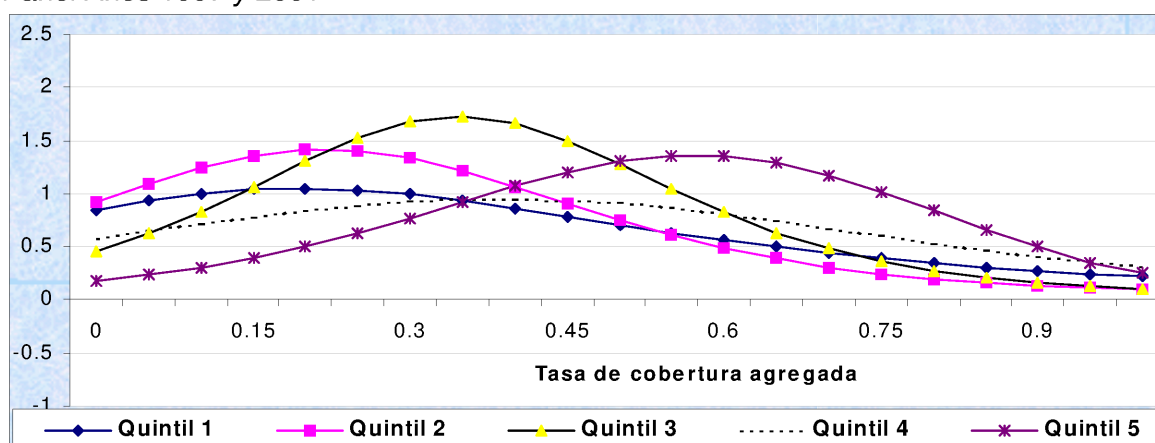
**Figura 5. Modelos multinomiales por quintiles: efectos marginales de la tasa de cobertura**

Año 2001



**Figura 6. Modelos multinomiales por quintiles: efectos marginales de la tasa de cobertura**

Panel Años 1997 y 2001



**Tabla 11. Modelos multinomiales de la probabilidad de asistir por sector, con interacción quintil y cobertura agregada**

1997, 2001 y Panel por año

Variable	1997		2001		Panel	
	Educación Privada	Educación Pública	Educación Privada	Educación Pública	Educación Privada	Educación Pública
edad	0.84 (317.13)	0.847 (356.02)	0.873 (335.09)	0.947 (403.87)	0.853 (462.47)	0.895 (539.58)
hombre	-0.958 (-154.97)	-0.513 (-100.35)	-0.788 (-138.55)	-0.549 (-114.47)	-0.876 (-211.30)	-0.546 (-157.26)
miembros	-0.254 (-159.41)	-0.122 (-104.62)	-0.263 (-159.75)	-0.097 (-84.68)	-0.272 (-239.40)	-0.113 (-140.77)
jsexo	-7.795 (-152.87)	0.583 (15.52)	-3.962 (-77.11)	1.865 (45.20)	-6.158 (-172.62)	1.017 (36.83)
jaedu	-6.466 (-124.78)	1.914 (49.15)	-2.663 (-51.53)	2.984 (70.99)	-4.874 (-135.45)	2.187 (77.34)
caedu	-5.374 (-102.49)	2.199 (54.67)	-2.66 (-52.15)	2.412 (57.81)	-4.317 (-120.19)	1.988 (69.62)
jocupa	-5.368 (-101.73)	1.406 (34.25)	-0.72 (-13.74)	3.334 (76.07)	-3.186 (-87.21)	2.148 (72.43)
jnum	-3.106 (-54.68)	2.553 (54.83)	-0.652 (-12.20)	2.058 (45.48)	-2.165 (-57.00)	1.872 (59.15)
cob_qien1	0.478 (31.21)	0.237 (19.78)	-0.06 (-4.69)	-0.324 (-32.78)	0.185 (19.57)	-0.111 (-14.80)
cob_qien2	0.041 (57.30)	0.016 (24.09)	0.153 (179.62)	0.08 (110.57)	0.088 (159.39)	0.053 (103.26)
cob_qien3	0.079 (97.09)	0.058 (74.25)	0.117 (126.58)	0.076 (94.61)	0.08 (143.68)	0.057 (111.58)
cob_qien4	0.388 (48.04)	0.322 (50.46)	-0.038 (-5.07)	-0.108 (-18.54)	0.2 (36.87)	0.103 (24.20)
cob_qien5	-0.181 (-11.82)	-0.229 (-18.93)	-0.35 (-27.55)	0.006 (0.64)	-0.076 (-8.07)	0.035 (4.73)
year					-0.124 (-81.94)	-0.14 (-106.55)
_cons	-7.434 (-155.32)	-10.525 (-259.71)	-10.16 (-203.52)	-13.158 (-305.95)	240.046 (79.35)	268.929 (102.32)
Number of obs	1658320		2060773		3719093	
LR chi2(26)	544441.44		755293.47		1258698.76	
Prob > chi2	0		0		0	
Pseudo R2	0.1787		0.2051		0.187	

**Tabla 12. Modelos multinomiales con interacción: Efectos marginales según características individuales**  
 1997, 2001 y Panel por año

	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5	Efecto total
<b>Panel</b>						
Todos	1.093	1.141	1.020	0.889	0.686	4.830
Mujer	1.213	1.243	1.111	0.959	0.736	5.263
13 años	0.936	1.080	0.969	0.882	0.701	4.568
14 años	1.132	1.204	1.078	0.947	0.735	5.096
15 años	1.223	1.246	1.114	0.959	0.735	5.276
16 años	1.248	1.247	1.114	0.950	0.723	5.281
17 años	1.241	1.230	1.098	0.932	0.707	5.210
Hombre	0.957	1.030	0.922	0.815	0.635	4.360
13 años	0.650	0.860	0.774	0.742	0.607	3.633
14 años	0.857	0.992	0.890	0.811	0.645	4.194
15 años	0.970	1.033	0.925	0.813	0.631	4.372
16 años	1.010	1.030	0.921	0.793	0.608	4.362
17 años	1.011	1.011	0.903	0.770	0.586	4.281
<b>2001</b>						
Todos	0.919	0.951	0.840	0.743	0.488	3.942
Mujer	0.987	1.001	0.889	0.764	0.504	4.145
13 años	0.897	1.025	0.885	0.893	0.575	4.276
14 años	0.977	1.031	0.907	0.826	0.540	4.281
15 años	0.985	0.993	0.883	0.752	0.497	4.111
16 años	0.961	0.948	0.848	0.697	0.464	3.918
17 años	0.926	0.904	0.810	0.656	0.437	3.733
Hombre	0.857	0.909	0.799	0.732	0.478	3.775
13 años	0.741	0.930	0.787	0.883	0.559	3.901
14 años	0.842	0.953	0.824	0.823	0.530	3.971
15 años	0.856	0.898	0.791	0.714	0.467	3.726
16 años	0.832	0.837	0.745	0.631	0.417	3.462
17 años	0.797	0.784	0.702	0.576	0.383	3.242
<b>1997</b>						
Todos	1.260	1.336	1.235	1.072	0.975	5.878
Mujer	1.426	1.485	1.363	1.194	1.058	6.526
13 años	0.996	1.179	1.130	0.934	0.969	5.207
14 años	1.280	1.386	1.290	1.109	1.036	6.102
15 años	1.443	1.496	1.371	1.204	1.060	6.575
16 años	1.522	1.546	1.406	1.248	1.067	6.789
17 años	1.555	1.566	1.419	1.265	1.068	6.872
Hombre	1.028	1.135	1.064	0.907	0.869	5.003
13 años	0.603	0.857	0.864	0.666	0.820	3.810
14 años	0.867	1.044	1.006	0.825	0.872	4.613
15 años	1.049	1.146	1.070	0.917	0.866	5.049
16 años	1.146	1.193	1.095	0.960	0.850	5.245
17 años	1.190	1.211	1.102	0.977	0.838	5.319

**Tabla 13. Síntesis de resultados de incidencia marginal: extensiones de incidencia media**

Quintiles de ingreso	IM <sub>1</sub>		IM <sub>2</sub>	IM <sub>3</sub>
	1997	2001		
1	23.42	26.53	3.11	0.53
2	26.16	27.74	1.58	0.41
3	23.57	22.95	-0.62	0.18
4	15.95	15.21	-0.74	0.09
5	10.90	7.57	-3.33	-0.21

**Nota**

IM<sub>1</sub> son los resultados de incidencia media

**Tabla 14. Síntesis de resultados de incidencia marginal: estimaciones econométricas**

Quintiles de ingreso	IM <sub>4</sub>			IM <sub>5</sub>		
	1997	2001	Panel	1997	2001	Panel
1	4.68	-3.06	21.86	14.41	11.61	12.88
2	21.56	11.26	59.62	13.27	11.23	12.90
3	8.38	16.82	13.40	25.29	20.99	22.65
4	25.90	19.00	28.96	21.53	12.56	17.74
5	36.80	50.24	-14.94	37.93	18.23	26.78

**Notas**

Los coeficientes de IM<sub>4</sub> surge de dividir por 5 cada coeficiente del modelo que utiliza a la población como instrumento

Los coeficientes de IM<sub>5</sub> son los efectos marginales computados en el promedio de todas las variables explicativas