

C | E | D | L | A | S

---

Centro de Estudios  
Distributivos, Laborales y Sociales

---

Maestría en Economía  
Universidad Nacional de La Plata



**Análisis estático y dinámico de la pobreza en  
Argentina: Evidencia Empírica para el Periodo  
1998-2002**

Luis Casanova

Documento de Trabajo Nro. 31  
Enero, 2006

## **Análisis estático y dinámico de la pobreza en Argentina Evidencia empírica para el periodo 1998-2002**

**Luis Casanova (UNLP)**

### **Introducción.**

En los últimos años se ha observado un notable deterioro de los indicadores de pobreza en la Argentina. La tasa de incidencia entró en un sendero de crecimiento sostenido a partir de 1.998 y luego pego un salto importante a principios de 2.002 luego que colapsará el sistema de convertibilidad. Como sostiene Paz (2.002) el estudio de los factores que determinan el estado de pobreza así como el análisis de las características de los pobres no bastan para explicar el aumento de la tasa de incidencia. Para comprender mejor este último suceso los estudios previamente mencionados deben ser complementados por análisis de los factores que hacen que determinados grupos sean mas vulnerables a caer en la pobreza o permanecer en la misma.

En el presente trabajo se analiza el fenómeno de la pobreza desde un punto de vista estático, y a partir de la construcción de paneles se analiza la pobreza desde un punto de vista dinámico.

Uno de los objetivos de este trabajo es identificar factores que son relevantes para explicar la entrada, salida o la persistencia de un individuos en la pobreza. Este análisis llevado a cabo a través del uso de matrices de transición (y descomposiciones de las mismas) y a través de la utilización del modelo de riesgo proporcional de Cox para el análisis multivariado de las transiciones.

En el trabajo también se trata de identificar a través de características observables a individuos que *podrían* ser considerados crónicamente pobres y aquellos que tan solo lo son transitoriamente<sup>1</sup>. Una limitación de este análisis es que tan solo es posible construir un panel de cuatro ondas (2 años) lo cual hace cuestionable considerar como crónicamente pobre a un individuos que al menos ha estado 4 ondas bajo la línea de la pobreza. En adelante cuando se utilice el término pobreza crónica se estará refiriendo a individuos que han estado durante cuatro ondas consecutivas en situación de pobreza.

Por último, tanto para el análisis estático como para el análisis dinámico (cuando fue posible) se trató trabajar con el sub grupo de pobres conocido como indigentes<sup>2</sup>. Para este sub-grupo se analizaron efectos marginales de cambios en variables explicativas sobre la probabilidad de ser pobre (ecuación de estado) o de permanecer en la pobreza (ecuación de persistencia) comparándose los resultados con el otro sub-grupos de pobres formados por aquellos que si bien son pobres no son indigentes.

---

<sup>1</sup> Siguiendo a McCulloch y Baulch (1.999) pág. 5. Se puede clasificar a individuos crónicamente pobres y transitoriamente pobres en función de su ingreso permanente o en función del número de ondas que un individuo es pobre. En el primer caso el hecho de ser pobre en varios periodos no es una condición necesaria para ser considerado crónicamente pobre.

<sup>2</sup> Indigentes son aquellos individuos cuyo ingreso (ajustado por factores demográficos del hogar) no alcanza a cubrir una canasta de alimentos capaz de satisfacer un umbral mínimo de necesidades proteicas y energéticas.

Tanto el análisis estático como el dinámico se realiza a través del uso de micro datos provenientes de la EPH. El periodo que abarca el estudio va desde Mayo de 1.998 hasta Octubre de 2.002.

### **Aspectos Metodológicos.**

Para poder cuantificar los niveles de pobreza de una sociedad es necesario elegir una variable que permita aproximar el bienestar de los individuos. A pesar de las ventajas que tiene el *consumo* sobre el *ingreso* para aproximar el estándar de vida<sup>3</sup> en este trabajo se utilizará el ingreso como proxy de bienestar debido a la carencia de datos sobre el consumo.

Luego de elegir la variable de referencia, la misma debe ser ajustada para tener en cuenta diferentes tamaños y composición de los hogares a los que pertenecen los individuos.

Para llevar a cabo esta adecuación se trabajó con la definición de adulto equivalente adoptada por el INDEC. En este trabajo no se consideró la existencia de economías de escala en el consumo dentro del hogar.

La unidad de análisis elegida fue el individuo, al que se le asignó el ingreso por adulto equivalente del hogar al que pertenece<sup>4</sup>.

Para determinar quien es pobre y quien no, se utilizó las líneas de pobreza construidas por el INDEC (línea absoluta). Si bien para la determinación de una línea de pobreza no existen criterios naturales o consensuados<sup>5</sup>, en la mayoría de los estudios empíricos se ha utilizado la metodología de valorar una canasta básica de bienes (en Argentina este trabajo es realizado por el INDEC<sup>6</sup>).

Las líneas de la pobreza e indigencia utilizadas en el trabajo están definidas por las regiones estadísticas determinadas por el INDEC. En el apéndice se muestran los aglomerados urbanos que fueron considerados en el trabajo.

### **Primera parte: Análisis estático.**

#### **I\_ Incidencia, intensidad y desigualdad.**

Luego de aclarar las cuestiones metodológicas, el estudio de la pobreza desde una perspectiva estática implica analizar, en una primera etapa (análisis descriptivo no condicionado), ciertos aspectos relacionados al concepto de pobreza: la *incidencia* (proporción de individuos por debajo de la línea de la pobreza), la *intensidad* (brecha que separa el ingreso de los pobres del umbral) y la *desigualdad* de ingresos entre pobres. Para tener una idea de cada uno de estos aspectos se calcularon los índices Foster, Greer y Thorbecke (FGT) con parámetros de aversión a la pobreza cero, uno y dos respectivamente.

En las tablas Nº 1, Nº 2 y Nº 3 se presentan los valores del FGT para los años bajo estudio. Además del total país, en las mismas tablas se muestran descomposiciones de los índices por regiones<sup>7</sup>. En primer lugar, considerando los valores total país se aprecia lo

<sup>3</sup> Gasparini (2.003).

<sup>4</sup> Esto implica suponer que no existe desigualdad de ingreso dentro del hogar.

<sup>5</sup> Del mismo modo trabajar con el concepto de pobreza relativa implica arbitrariedades acerca de la elección del porcentaje del ingreso medio (o mediana del ingreso) que será utilizado como valor umbral. Cantó, Del Río y Gradín. (2.002).

<sup>6</sup> Para ver detalles de la canasta básica consultar anexo metodológico publicado por el INDEC.

<sup>7</sup> Foster, Green, Thorbecke. (1.984).

mencionado en la introducción: deterioro sostenido de los indicadores de pobreza y una fuerte escalada en todos los indicadores a principios de 2.002 (valores reflejados en los resultados de la onda mayo 2.002). De los resultados obtenidos es posible observar marcadas diferencias regionales en todos los indicadores de pobreza, siendo la región del Noroeste la que presenta, para todos los periodos considerados, los mayores valores para todos los indicadores.

Del mismo modo en que se realizó la descomposición de la tasa de incidencia por regiones se descompuso la tasa de incidencia en función del sexo del jefe de hogar y del estado del jefe del hogar. Los resultados se muestran en los gráficos Nº 3 y Nº 4 junto con la evolución del ratio de salida - entrada a la pobreza. Se puede observar que lo comentado en la introducción acerca de la evolución de la tasa de incidencia para el país es también válido para cada uno de estos sub- grupos.

## **II\_Perfil de la pobreza**

Dentro del análisis estático de la pobreza, se puede realizar un estudio más detallado para poder llegar a conocer características de los individuos que padecen el fenómeno de la pobreza. Este tipo de estudio es conocido como “perfil de la pobreza”. Este análisis se realizó para las ondas de Mayo de los años 1.998, 2.000 y 2.002. En la tabla Nº 4 se pueden observar los resultados.

De estos es posible apreciar la discrepancia entre hogares pobres y no pobres en aspectos relacionados a cuestiones demográficas, como son el número de adultos equivalentes que componen los hogares así como el número de menores de 14 años que habitan en los hogares<sup>8</sup>.

Se observa que existen discrepancias en cuanto a la capacidad de generar ingresos por parte de los hogares así como si tal capacidad es sostenible en el tiempo. Esto se puede percibir de la comparación del nivel de educación del jefe de hogar, el número de preceptores de ingresos en el hogar y dentro de estos cuantos tienen fuentes de ingresos consideradas como permanentes. Al igual que lo encontrado en Bustelo y Lucchetti (2.004) el porcentaje de individuos pobres cuyo jefe de hogar es mujer es similar al porcentaje de individuos no pobres cuyo jefe de hogar es mujer.

También es posible distinguir cambios en los perfiles de la pobreza a medida que pasa el tiempo. Teniendo en cuenta los resultados encontrados en Bustelo y Lucchetti (2.004) junto con los encontrados en el presente trabajo, se puede observar que luego de casi mas de un lustro (1.996-2.001) de haberse ubicado en torno del 25% el porcentaje de pobres cuyo jefe de hogar tiene un nivel educativo de secundaria completa o secundaria incompleta pasó al 31% en Mayo de 2.002. Asimismo es posible observar una reducción del número promedio de adultos equivalentes en los hogares pobres (año 2.002); y que otras variables que hacen a la generación de ingresos (estado del jefe, número de preceptores, número de preceptores con ocupaciones consideradas permanentes) casi no sufrieron modificaciones durante el lapso considerado.

## **III\_Análisis econométrico para analizar determinantes profundos de la pobreza.**

Anteriormente se analizó la evolución de los indicadores FGT y se realizó un análisis del perfil de la pobreza. Debe tenerse en cuenta que un estudio de los determinantes directos

---

<sup>8</sup> La variable *menores de 14 años en el hogar* puede estar asociada a la capacidad del hogar para generar ingresos, si se considerada que estos no forman parte de la oferta de trabajo el hogar.

de la pobreza adolece de limitaciones puesto que no se controla por el efecto de variables explicativas. Para superar esta limitación trabajos empíricos utilizan modelos de elección binaria, condicionando por un set de variables explicativas para evaluar la probabilidad de que un individuo con determinadas características (observables) sea pobre.

Aquí trabajará con un *modelo de respuesta ordenada* para poder analizar de manera separada al sub grupo de pobres conocido con indigentes. La ventaja de este modelo es que permite analizar probabilidades así como efectos marginales diferenciando entre indigentes, pobres pero no indigentes y pobres.

El modelo tiene una variable dependiente, llamada  $y$ , que toma los siguientes valores: cero si el individuo es indigente, uno si el individuo es pobre pero no indigente, y dos si el individuo es no pobre. Con el modelo especificado de esta manera es posible calcular las siguientes probabilidades:

- probabilidad de ser indigente:  $P(y = 0 | x) = \Phi(\alpha_1 - x\beta)$ .
- probabilidad de ser pobre pero no indigente:  $P(y = 1 | x) = \Phi(\alpha_2 - x\beta) - \Phi(\alpha_1 - x\beta)$ .
- Probabilidad de ser pobre:  $P(y \leq 1 | x) = \Phi(\alpha_2 - x\beta)$ .
- Probabilidad de ser indigente dado que se es pobre:  

$$P(y = 0 | x, y \leq 1) = \Phi(\alpha_1 - x\beta) / \Phi(\alpha_2 - x\beta).$$
- Probabilidad de ser no pobre:  $P(y = 2 | x) = 1 - \Phi(\alpha_2 - x\beta)$ .

Donde “ $x$ ” es un vector de variables explicativas, “ $\beta$ ” vector de coeficientes y “ $\Phi$ ” es una función de distribución acumulada normal estándar. Además, para cada una de estas probabilidades es posible calcular los efectos marginales del cambio en una variable explicativa.

En la tabla N° 5 se muestran los resultados de las estimaciones. Las mismas se realizaron para las ondas de Mayo de 1.998, mayo de 2.000 y mayo de 2.002. Las variables resultaron significativas y con su signo esperado<sup>9</sup>.

A continuación se analizarán los efectos marginales sobre la probabilidad de ser pobre<sup>10</sup>.

Recordando lo definición de la probabilidad de ser pobre:  $P(y \leq 1 | x) = \Phi(\alpha_2 - x\beta)$ .

Los efectos marginales son:

Si “ $x_k$ ” es una variable binaria.

$$\begin{aligned} & P(y \leq 1 | x_{-k}, x_k = 1) / P(y \leq 1 | x_{-k}, x_k = 0) \\ &= \Phi(\alpha_2 - x_{-k}\beta_{-k} - \beta_k) / \Phi(\alpha_2 - x_{-k}\beta_{-k}) > 1 \text{ si } \beta_k < 0. \end{aligned}$$

Para todos los periodos la probabilidad de ser pobre es mayor si el hogar esta jefaturado por una mujer y menor si el jefe de hogar tiene una fuente de ingresos considerada permanente.

Si “ $x_k$ ” es una variable continua:

$$\partial[P(y \leq 1 | x)] / \partial x_k = -\phi(\alpha_2 - x\beta)\beta_k > 0 \text{ si } \beta_k < 0.$$

<sup>9</sup> Excepto la variable que captura el número de menores de 14 años en el hogar, y para la onda Mayo de 2.002 la variable que indica si el jefe de hogar esta ocupado. La misma no presenta el signo esperado. No obstante en este último caso debe tenerse en cuenta que el efecto de que el jefe de hogar tenga una ocupación permanente tiene el signo esperado. Se realizó un test de razón de verosimilitud para la hipótesis nula de que el efecto anteriormente mencionado era nulo, se pudo rechazar la hipótesis al 5 % (tabla N° 6).

<sup>10</sup> Ejercicios similares pueden ser realizados para el resto de las probabilidades anteriormente mencionadas.

Se observa que para todos los periodos la probabilidad de ser pobre aumenta con el número de adultos equivalentes en el hogar y disminuye con la edad del jefe de hogar, el número de preceptores de ingreso y el número de perceptores de ingresos laborales con ocupación permanente.

Si “ $x_k$ ” y “ $x_h$ ” son variables que representan región o nivel educativo<sup>11</sup>:

$$P(y \leq 1 | x, x_k=1, x_h=0) / P(y \leq 1 | x, x_k=0, x_h=1)$$

$$= \Phi(\alpha_2 - x\beta - \beta_k) / \Phi(\alpha_2 - x\beta - \beta_h) < 1 \text{ si } \beta_k > \beta_h.$$

En este caso el hecho de que el jefe tenga un nivel educativo superior disminuye la probabilidad de ser pobre<sup>12</sup>. Con respecto a las regiones, se puede establecer el siguiente orden en función de la probabilidad de ser pobre (de menor a mayor): Patagónica, GBA, Pampeana, Noroeste, Cuyo, Noreste. Estos resultados se cumplen en las tres fechas consideradas.

En la tabla N° 9 se muestran la evolución de las probabilidades de ser indigente, pobre, pobre pero no indigente y probabilidad de ser indigente condicionada a que se es pobre para individuos ocupados con primaria completa. Se puede observar un incremento en las probabilidades anteriormente mencionadas. Por ejemplo, mientras que la probabilidad de ser pobre que tenía un individuo de la región noreste, que vivía en un hogar dirigido por una mujer ocupada con primaria completa era de 55.5% en mayo de 1.998, la misma probabilidad ascendió a 89.6% en mayo de 2.002.

### **Segunda Parte: Análisis dinámico.**

En los últimos años se ha incrementado de manera notable el número de trabajos sobre persistencia de la pobreza y análisis dinámico de la misma. Algunas de las razones por las que se considera de fuste a este tipo de investigaciones son las siguientes:

Este tipo de análisis es útil para el diseño de políticas anti –pobreza debido a que permite identificar factores que afectan el proceso por el cual un individuo se convierte en pobre. Permiten conocer con más detalles factores que permiten explicar la evolución de la tasa de incidencia.

También sirven para identificar los efectos que pueden tener las políticas públicas sobre la protección de los grupos mas vulnerables a caer en la pobreza.

#### **I\_ Matrices de transición.**

Este tipo de análisis estudia los flujos de personas que entran y salen de la pobreza. Este enfoque pertenece al denominado análisis de determinantes directos dado que no se toman en cuenta las variables que podrían explicar las transiciones desde y hacia la pobreza.

En esta sección se cuantificaran las tasas de salida y entrada de la pobreza a lo largo del periodo bajo estudio. El análisis de transición se llevo a cabo a través de la comparación de todos los pares de ondas consecutivas del periodo bajo análisis.

Siguiendo a Bauch y McCulloch (1.998) se define:

Tasa de incidencia:  $P_{(\alpha = 0)} t = H_t$

---

<sup>11</sup> Ahora x estaría indicando el resto de las variables explicativas excepto  $x_k$  y  $x_h$ .

<sup>12</sup> La excepción en mayo de 2.000 donde no se observa una disminución en la probabilidad de ser pobre si el jefe pasa de un nivel de educación de superior incompleta a superior completa.

Probabilidades condicionales:  $a_{pp}$  : probabilidad de permanecer pobre  
 $a_{nn}$  : probabilidad de permanecer no pobre  
 $a_{pn}$  : probabilidad de salir de la pobreza  
 $a_{np}$  : probabilidad de entrar a la pobreza

$$\text{En un momento } t: H_t = H_{t-1} + (1 - H_{t-1}) a_{np} - H_{t-1} a_{pn} \quad (1)$$

Donde  $(1 - H_{t-1}) a_{np}$  representa el flujo de individuos que ingresan a la pobreza y  $H_{t-1} a_{pn}$  representa al flujo de individuos que escapan de la misma.

De esta última expresión se puede observar que el cambio en el FGT( $\alpha = 0$ ) depende, como se mencionó al principio del apartado, de flujos como son las entradas y salidas del estado “pobre”.

Baulch y Mc Culloc (1.998) derivan la tasa de incidencia de estado estacionario<sup>13</sup> y la expresan de la siguiente manera:

$$H^* = 1 / [ (a_{pn} / a_{np}) + 1] \quad (2)$$

En el gráfico N° 1 se muestra la relación entre la tasa de incidencia y el ratio de probabilidades de salida y entrada. Debe tenerse en cuenta que la ecuación que describe la tasa de incidencia de estado estacionario no puede ser cierta mientras las tasa de entrada y salida estén variando en el tiempo. Lo que es interesante analizar es la evolución del ratio de probabilidades de entrada y salida y compararla con la evolución de la tasa de incidencia, ejercicio que se realiza mas adelante.

Teniendo los valores de “ $a_{pn}$ ” y “ $a_{np}$ ” se pueden obtener las probabilidades de permanecer no pobre y de permanecer pobre teniendo en cuenta lo siguiente:

$$a_{pp} + a_{pn} = 1$$

$$a_{np} + a_{nn} = 1$$

A partir de estas probabilidades (condicionadas por su estado previo<sup>14</sup>) se puede armar la siguiente matriz de transición entre estados:

$$\Delta = \begin{vmatrix} a_{pp} & a_{pn} \\ a_{np} & a_{nn} \end{vmatrix}$$

En la tabla N° 10 se muestra la evolución de estas probabilidades condicionales. También se agrega el gráfico N° 2 en el que se muestra la evolución del ratio  $a_{pn} / a_{np}$  y de la tasa de incidencia para el periodo de análisis. La relación encontrada era la de esperar, en un periodo de aumento de la tasa de incidencia, el ratio de tasas de salida y entradas muestra una tendencia a la baja.

Para tener en cuenta que tipo de transiciones tuvieron lugar y a que grupos afectaron se realizaron distintas descomposiciones de las tasa de entrada y salida de la pobreza. En primer lugar se trato de averiguar de donde provenían los individuos que lograron escapar de la pobreza. Para ello se dividió al grupo de pobres en: indigentes y pobres pero no indigentes. En la tabla N° 11 se pude observar la evolución de las tasa de salida entre los

<sup>13</sup> En estado estacionario se debe cumplir:  $H_t = H_{t-1}$

<sup>14</sup> Por ejemplo  $a_{pp} = P(\text{pobre en } t | \text{pobre en } t-1) = P(\text{pobre } t \cap \text{pobre } t-1) / P(\text{pobre } t-1) = P(\text{pobre } t \cap \text{pobre } t-1) / H_{t-1}$ .

grupos anteriormente mencionados, en la misma tabla se agrego para cada año cual era la proporción de indigentes que lograba escapar de la pobreza; por ejemplo para la onda de mayo de 2.002 de cada 100 personas que lograron escapar de la pobreza 17 eran indigentes. También se intento averiguar si los individuos que entraban a la pobreza caían a la pobreza extrema o no. Los resultados están en la tabla N° 12, de la que se puede observar, por ejemplo, que mientras que en Mayo de 1.998 de cada 100 personas que entraban en la pobreza 14 caían en la pobreza extrema, en mayo de 2.002 de cada 100 personas que pasaban a la pobreza 22 caían en la indigencia.

En los gráficos N° 3 y N° 4 se muestra la evolución de los ratios de entrada y salida y de las tasa de incidencias descompuestas por grupos. El primer gráfico compara la tasa de incidencia descompuesta en función del estado del jefe de hogar y la evolución del ratio de tasa de salida a tasa de entrada, mientras que el segundo lo hace para una descomposición realizada en función del sexo del jefe del hogar. Como se mencionó anteriormente la evolución de las tasa de incidencia por sub grupos sigue una tendencia similar a la observada para el país, lo mismo sucede para cada sub grupo con respecto a su respectivo ratio de tasa de salida a entradas, el cual muestra una tendencia decreciente.

En las tablas N° 13 y N° 14 se descomponen las tasa de salida y entrada por regiones. La lectura de estas tablas puede hacerse del siguiente modo, por ejemplo, de los 96 de cada 1000 individuos pobres que lograron escapar de la pobreza durante Mayo- Octubre de 2.002, 27 (de cada 1000) eran de GBA mientras que tan solo 8 (de cada 1000) eran de la región Noreste.

Se debe tener en cuenta que cuando se estiman las probabilidades condicionales de las matrices de transición no se esta controlando (excepto en el caso de las descomposiciones) por ninguna variable explicativa. Es posible controlar por variables explicativas por medio del uso de modelos como “multinomial logit”, en los cuales la variable dependiente tomaría cuatro valores para poder distinguir cuatro casos: pobre en  $t$  y  $t-1$  (análogo a  $a_{pp}$ ); no pobre en ninguno de los dos periodos (análogo a  $a_{nn}$ ); no pobre en  $t-1$  y pobre en  $t$  (tasa de entrada); y por último pobre en  $t-1$  y no pobre en  $t$  (tasa de salida)<sup>15</sup>. No se siguió este camino por que en el presente trabajo se consideraron múltiples ondas (lo cual requeriría múltiples estimaciones), y por que además en el siguiente apartado se utilizará un modelo que en algunos trabajos ha sido utilizado en lugar del modelo anteriormente mencionado para analizar un fenómeno relacionado con las tasas de entrada y salida de la pobreza como es el fenómeno de persistencia en la pobreza.

## **II\_ Modelos para análisis de persistencia de la pobreza**

En este apartado se estudiará la importancia de la *dependencia de estado*. Existe evidencia a favor de que un individuo que actualmente es pobre es mucho mas probable que lo vuelva a ser en el futuro. Sin embargo debe tenerse en cuenta que esto puede deberse a heterogeneidad no observada y /o un verdadero estado de dependencia<sup>16</sup>.

---

<sup>15</sup> Lawson, McKay y Okidi. (2.003).

<sup>16</sup> En el caso de que la persistencia se deba a heterogeneidad no observada, un individuo que probablemente sea pobre en  $t$  debido a características adversas no observables, también es probable que lo sea en  $t+1$  debido a las mismas características adversas. Giraldo y Rettore. (2002).

En algunos trabajos este análisis se ha desarrollado a través de modelos probit (o logit) incluyendo como variable explicativa una dummy que indica el estatus de la persona en el periodo inmediato anterior. El problema que se puede presentar es que esta nueva variable dummy incluida en el modelo (estatus en el periodo previo) sea endógena<sup>17</sup>, esto puede deberse a la omisión de variables explicativas (*heterogeneidad no observable*). También se debe tener en cuenta el potencial problema de que quizás el grupo de individuos para los cuales se tienen datos en dos ondas consecutivas sean no aleatoriamente seleccionados<sup>18</sup>.

En este trabajo se utilizó un modelo ordered probit<sup>19</sup> para analizar una *prueba de dependencia de estado provisoria*<sup>20</sup> dado que no se está controlando por los problemas anteriormente mencionados. El modelo utilizado permite analizar la dependencia de estado no solo para los pobres, sino también para los indigentes. Se incluyó como variables explicativas (entre otras) el cambio en el número de preceptores de ingreso en el hogar con respecto al periodo anterior y en lugar de utilizar el estatus de pobre o no pobre en el periodo previo se consideró la posibilidad de que el individuo fuese indigente, pobre pero no indigente o no pobre<sup>21</sup>. Los periodos evaluados fueron Mayo – octubre de 1.998, de 2.000 y de 2.002, las características de los individuos corresponden a Octubre de cada periodo.

De los resultados de las estimaciones (tabla Nº 15) se puede observar los siguientes efectos marginales:

Efecto sobre la probabilidad de ser pobre  $P(y \leq 1 | x) = \Phi(\alpha_2 - x\beta)$ ; considerando: Dos individuos con idénticas características, salvo que uno en el periodo anterior fue indigente y el otro pobre pero no indigente:

$P(y \leq 1 | x, x_k=1, x_h=0) / P(y \leq 1 | x, x_k=0, x_h=1)$ ; con  $x_k=1$  si el individuo era indigente en  $t-1$  y  $x_h=1$  si el individuo era pobre pero no indigente en  $t-1$ <sup>22</sup>.

$$\Phi(\alpha_2 - x\beta - \beta_k) / \Phi(\alpha_2 - x\beta - \beta_h) > 1 \text{ si } \beta_k < \beta_h.$$

Teniendo en cuenta este último resultado se tiene que para todos los periodos considerados la dependencia de estado en pobreza es mas fuerte si el individuo es indigente<sup>23</sup>. En el gráfico Nº 5 se muestra la evolución de las tasa de entrada y persistencia en la pobreza para la región de GBA.

La probabilidad de ser pobre (entrar en la pobreza) y la probabilidad de ser indigente (entrar en la indigencia) disminuye cuando aumenta en número de preceptores de ingreso en el hogar con respecto al periodo previo. Igualmente la probabilidad de persistir en la pobreza como la probabilidad de persistir en la indigencia disminuye cuando aumenta en número de preceptores de ingreso en el hogar (con respecto al periodo previo).

De la misma manera en que se analizó la dependencia de estado en la pobreza condicionado a si el individuo había sido indigente o pobre pero no indigente en el periodo

<sup>17</sup> Wooldridge. (2002) págs. 477/478.

<sup>18</sup> Cappellari y Jenkins (2.001).

<sup>19</sup> La variable dependiente tomará los mismos valores que cuando se analizaron los determinantes profundos de la pobreza.

<sup>20</sup> Paz. (2.002).

<sup>21</sup> Variable de referencia.

<sup>22</sup>  $x$  estaría indicando el resto de las variables explicativas excepto  $x_k$  y  $x_h$ .

<sup>23</sup> Tener presente que en el periodo previo ambos individuos son pobre, solo que uno se encontraba en la pobreza extrema.

previo. Puede observarse que la probabilidad de ser indigente es mayor si el individuo fue indigente en el periodo previo que si fue pobre pero no indigente<sup>24</sup>. En el gráfico N° 6 se muestra la evolución de la tasa de persistencia en la indigencia y entrada a la indigencia para la región GBA.

Otra manera de analizar los fenómenos de dependencia de estado a sido a través del uso de modelos *multinomial logit* para estimar la probabilidad de que un individuo este un determinado número de ondas por debajo de la línea de la pobreza. Aquí se volverá a utilizar un modelo *ordered probit*<sup>25</sup> pero ahora la variable dependiente tomará cinco valores según el número de ondas que el individuo haya estado por debajo de la línea de la pobreza: 0 si el individuo no fue pobre en ninguna onda, 1 si lo fue en una sola onda y así sucesivamente hasta 4 si el individuo fue pobre en las cuatro ondas.

Los periodos seleccionados para realizar el análisis fueron: Octubre de 1.998- Mayo de 2.000 y Mayo de 2.001- Octubre de 2.002. Para la construcción de la base de datos se consideraron los individuos que aparecieron en las cuatro ondas. El matching se realizó por tres variables: una que identifica el aglomerado, una que identifica al hogar y por último una variable que identifica a cada individuo dentro del hogar. Se obtuvieron dos bases con 9.687 y 9.953 observaciones para cada periodo respectivamente<sup>26</sup>.

En el anexo se muestran tablas que permiten identificar características de los individuos que permanecieron una, dos, tres, cuatro o ninguna onda por debajo de la línea de la pobreza (Tablas N° 16 y N° 17). Las características corresponden a Octubre de 1.998 para el primer periodo y a Mayo de 2.001 para el segundo. Para ambos periodos no se observa que el sexo de quien detente la jefatura del hogar, o si el jefe esta ocupado o no, sean características relevantes para identificar el número de ondas que un individuos se mantuvo pobre. Sin embargo si parecen serlo otros factores que afectan al potencial de ingresos que puede generar el hogar, como lo son el nivel educativo del jefe, la edad del mismo, si posee un empleo considerado como permanente, el número de preceptores de ingresos laborales con ocupaciones permanentes, menores de 14 años en el hogar<sup>27</sup>; y factores que demográficos que determinan entre cuantos se ha de dividir el ingreso total (número de adultos equivalentes).

Con este tipo de modelo el análisis de persistencia de la pobreza puede realizarse a través de probabilidades condicionales; por ejemplo analizar la probabilidad de que un individuo aparezca como pobre en tres ondas dado que apareció en una.

Algunos de los resultados mas interesantes de la estimación del modelo de respuesta ordenada son los siguientes:

La probabilidad de ser pobre en al menos una onda es:  $1 - P(y = 0 | x) = 1 - \Phi(\alpha_1 - x\beta)$ . Por lo que los efectos marginales son:

<sup>24</sup>  $P(y = 0 | x, x_k=1, x_h=0) / P(y = 0 | x, x_k=0, x_h=1)$ ; con  $x_k=1$  si el individuo era indigente en  $t-1$  y  $x_h=1$  si el individuo era pobre pero no indigente en  $t-1$ .  $\Phi(\alpha_1 - x\beta - \beta_k) / \Phi(\alpha_1 - x\beta - \beta_h) > 1$  si  $\beta_k < \beta_h$ .

<sup>25</sup> El multinomial logit posee una ventaja con respecto al modelo ordered probit: El primero permite la identificación de las características que tiene mayor peso en cada categoría dado que estima para cada categoría un vector de parámetros  $\beta$ . El multinomial logit es mas útil para identificar las características que son más relevantes dentro de cada grupo. McCulloch y Baulch (1.999) pág. 13.

<sup>26</sup> Las bases no cuentan con la totalidad de los individuos que ingresaron en la primera onda de cada período (25.056 en el primer periodo y 19.285 en el segundo) debido al problema de “desgranamiento”. Paz. (2.002).

<sup>27</sup> A estos se los podría considerar como que no pueden formar parte de la oferta laboral del hogar. Por eso mientras menor es el número de menores de 14 años dentro del hogar mayor es la oferta de trabajo (relativa al total de integrantes) del hogar.

Si “ $x_k$ ” es una variable binaria.

$$\begin{aligned} & 1 - P(y = 0 | x_{-k}, x_k = 1) / 1 - P(y = 0 | x_{-k}, x_k = 0) \\ & = 1 - \Phi(\alpha_1 - x_{-k}\beta_{-k} - \beta_k) / 1 - \Phi(\alpha_1 - x_{-k}\beta_{-k}) > 1 \text{ si } \beta_k < 0. \end{aligned}$$

Entonces, la probabilidad de *no ser pobre ninguna onda* aumenta, para ambos periodos, si el hogar está comandado por un varón, si el jefe de hogar tiene una ocupación permanente (reforzando el efecto de estar ocupado) y también aumenta si el jefe tiene esta ocupado (sin tener ocupación permanente). Pero este último efecto solo se cumple para el primer periodo de análisis. Sin embargo debe tenerse en cuenta que para el segundo periodo de análisis el efecto sobre la probabilidad de no ser pobre en ninguna onda de que el jefe de hogar tenga una ocupación permanente es positivo<sup>28</sup>.

Si “ $x_k$ ” es una variable continua:

$$\partial[1 - P(y = 0 | x)] / \partial x_k = \phi(\alpha_1 - x\beta) \beta_k > 0 \text{ si } \beta_k > 0.$$

De los resultados de la tabla N° 18, vemos que mientras el número de perceptores de ingresos en el hogar, el número de preceptores de ingresos laborales con ocupación permanente y la edad del jefe aumentan la probabilidad de no ser pobre en ninguna onda, el número de menores de 14 años y el número de adultos equivalentes en el hogar aumentan la probabilidad de ser pobre al menos una onda.

Si “ $x_k$ ” y “ $x_h$ ” son variables que representan región o nivel educativo:

$$\begin{aligned} & 1 - P(y = 0 | x, x_k=1, x_h=0) / 1 - P(y = 0 | x, x_k=0, x_h=1) \\ & = 1 - \Phi(\alpha_1 - x\beta - \beta_k) / 1 - \Phi(\alpha_1 - x\beta - \beta_h) > 1 \text{ si } \beta_k < \beta_h \text{ (evaluando en valores idénticos para } x). \end{aligned}$$

En este caso, vemos que para ambos periodos el hecho de que el jefe de hogar tenga un nivel de educación mayor aumenta la probabilidad de no estar en ningún periodo por debajo de la línea de la pobreza. Un análisis similar puede realizarse para el caso de las regiones; para ambos periodos las regiones pueden ordenarse, en función de poseer una menor probabilidad de pasar un periodo en la pobreza (manteniendo constantes el resto de los factores observables), del siguiente modo: Patagónica, GBA, Pampeana, Cuyo, Noroeste y Noreste.

Otro de los resultados que se obtiene de esta regresión es que el fenómeno de dependencia de estado es mayor mientras mayor es el número de ondas que el individuo estuvo por debajo de la línea de la pobreza; es decir que la probabilidad condicional de ser pobre las cuatro ondas dado que el individuo fue pobre en al menos una es menor que la probabilidad de ser pobre las cuatro ondas dado que el individuo fue pobre al menos dos ondas y esta última menor a la probabilidad de ser pobre las cuatro ondas dado que se permaneció en la pobreza en al menos tres ondas<sup>29</sup>.

<sup>28</sup> Se realizó un test de razón de verosimilitud de la hipótesis nula de que el efecto conjunto de jefe ocupado y jefe con ocupación permanente tenía un efecto nulo; se pudo rechazar la hipótesis nula al 5% de significatividad.

<sup>29</sup> Probabilidad de ser pobre las cuatro ondas condicional a que se fue pobre en al menos una onda:

$$\begin{aligned} P(y = 4 | x, y \geq 1) &= P(y = 4 \cap y \geq 1 | x) / P(y \geq 1 | x) = P(y = 4 | x) / P(y \geq 1 | x) \\ &= P(y = 4 | x) / 1 - P(y = 0 | x) = 1 - \Phi(\alpha_4 - x\beta) / 1 - \Phi(\alpha_1 - x\beta). \end{aligned}$$

Probabilidad de ser pobre las cuatro ondas condicional a que se fue pobre en al menos dos ondas:

$$P(y = 4 | x, y \geq 2) = P(y = 4 \cap y \geq 2 | x) / P(y \geq 2 | x) = P(y = 4 | x) / P(y \geq 2 | x)$$

### III\_ Tasas de entrada y salida: Modelo de riesgo proporcional de Cox.

El objetivo de este apartado es determinar que características tienen mayor peso sobre las transiciones entre estados: entradas y salidas de la pobreza. La variable dependiente es ahora una tasa de riesgo. Debe tenerse en cuenta que la probabilidad de salir o entrar a la pobreza puede estar influenciada por el periodo de tiempo en que el individuo a permanecido pobre o no pobre. En este caso es necesario modelar la probabilidad de salir de la pobreza o de entrar en la misma dado que los enfoques tradicionales como MCO y los modelos de elección binaria no dan resultados satisfactorios<sup>30</sup>.

El modelo que se va a utilizar para evaluar los determinantes de los movimientos hacia y desde la pobreza es el modelo de *riesgo proporcional de Cox*. El mismo puede ser especificado de la siguiente manera:

$$\theta(t, X_i) = \theta_0(t) \exp(\beta' X_i); \text{ con } \beta' X_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi} \quad (3)$$

$$= \theta_0(t) \lambda_i$$

$$o, \theta(t, X_i) = \theta_0^*(t) \lambda_i^*, \text{ con } \beta'^* X_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi}; \text{ y } \theta_0^*(t) = \theta_0(t) \exp(\beta_0)$$

Una ventaja del modelo de Cox es que no se debe especificar de ante mano una forma para la tasa de riesgo base,  $\theta_0(t)$ <sup>31</sup>. Este modelo también permite incorporar variables explicativas que se van modificando a través del tiempo. Por el método de estimación utilizado las variables explicativas corresponden al periodo en el que el individuo realiza una transición o las de la última onda del periodo en consideración para aquellos individuos que estando en el pool de riesgo no alcanzaron a tener una transición (censura a derecha).

Un problema con el que se tuvo que lidiar a la hora de armar la base de datos fue el de *censura izquierda*. La misma ocurre cuando la fecha de comienzo del *spell* (sea como pobre o no pobre) no es observada. En nuestro caso se produce en el primer periodo del panel, ya que cuando se analiza la tasa de salida (entrada) no se puede saber cuando adquirieron el estatus de pobre (no pobre) aquellos individuos que comienzan en el panel como pobres (no pobres). Para evitar este problema, siguiendo a McCulloch y Baulch (1.998), se modelaron las probabilidades de salida (entrada) de la pobreza (a la pobreza) luego de que los individuos completaran un *spell* fuera de la pobreza (en la pobreza). Se

$$= P(y = 4 | x) / 1 - P(y < 2 | x) = 1 - \Phi(\alpha_4 - x\beta) / 1 - \Phi(\alpha_2 - x\beta).$$

Probabilidad de ser pobre las cuatro ondas condicional a que se fue pobre en al menos tres ondas:

$$P(y = 4 | x, y \geq 3) = P(y = 4 \cap y \geq 3 | x) / P(y \geq 3 | x) = P(y = 4 | x) / P(y \geq 3 | x)$$

$$= P(y = 4 | x) / 1 - P(y < 3 | x) = 1 - \Phi(\alpha_4 - x\beta) / 1 - \Phi(\alpha_3 - x\beta).$$

Se puede armar el siguiente ordenamiento:

$$[1 - \Phi(\alpha_4 - x\beta) / 1 - \Phi(\alpha_1 - x\beta)] < [1 - \Phi(\alpha_4 - x\beta) / 1 - \Phi(\alpha_2 - x\beta)]; \text{ se cumple si } \alpha_1 < \alpha_2.$$

$$[1 - \Phi(\alpha_4 - x\beta) / 1 - \Phi(\alpha_2 - x\beta)] < [1 - \Phi(\alpha_4 - x\beta) / 1 - \Phi(\alpha_3 - x\beta)]; \text{ se cumple si } \alpha_2 < \alpha_3.$$

Como se puede ver en la tabla N° 18, para ambos periodos, se cumple:

$$\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3.$$

<sup>30</sup> Jenkins S. (2.005). págs. 8/10.

<sup>31</sup> En este trabajo el interés principal no reside en la forma de la función de riesgo base necesaria para el cálculo del valor absoluto de supervivencia para un determinado perfil, sino estudiar el efecto de determinadas características observables de los individuos sobre los movimientos desde dentro y hacia afuera de la pobreza (comparaciones entre grupos, supervivencia relativa).

analizaron dos periodos, Octubre de 1.998 – Mayo de 2.000 y Mayo de 2.001 – Octubre de 2.002. Se consideró la posibilidad de un único spell<sup>32</sup>.

Antes de pasar a los resultados de las estimaciones se mencionaron algunas características de los modelos de riesgo proporcional que facilitaran la interpretación de los coeficientes. La función de riesgo puede ser interpretada como una probabilidad de que el evento concluya en el instante siguiente al momento  $t$ . Teniendo presente que la función de riesgo base es la misma para todos los individuos podemos interpretar los coeficientes de la siguiente manera:

Para un  $t = t$ , y dos personas “i” y “j” con vectores de características  $X_i$  y  $X_j$ , que son idénticas en todo excepto en la  $k$ -ésima característica siendo esta una variable binaria<sup>33</sup>:

$$\theta(t, X_i) / \theta(t, X_j) = \exp[\beta_k] > 1 \text{ si } \beta_k > 0.$$

Teniendo en cuenta los resultados de las estimaciones del modelo para ambos períodos (Tablas Nº 20 y Nº 21) se observa que el riesgo de escapar de la pobreza (entrar a la pobreza) de un individuo que habita en un hogar conducido por una mujer es menor (mayor) que el riesgo que enfrenta un individuo que habita en un hogar conducido por un varón<sup>34</sup>. Un análisis similar puede realizarse para la variable binaria jefe de hogar ocupado: el hecho de habitar en un hogar cuyo jefe se encuentra ocupado aumenta (disminuye) el riesgo de que un individuo experimente una salida (entrada) de la pobreza. Algunos de estos resultados también fueron encontrados por Paz (2.002), en donde también se encontró, cuando se analizan personas en lugar de hogares, que la desocupación del jefe del hogar reduce las chances de escapar de la pobreza, o que las chances de entrar en la pobreza son menores para individuos que habitan en hogares cuyo jefe es varón.

Para un  $t = t$ , una misma persona, pero se desea comparar dos variables binarias, como por ejemplo las variables educativas y regionales definidas en el presente trabajo. En este caso los vectores a comparar son:  $X_i = (X_1, \dots, X_{k-1}, 1, 0, X_{h+1}, \dots)$  y  $X'_i = (X_1, \dots, X_{k-1}, 0, 1, X_{h+1}, \dots)$ .

$$\theta(t, X_i) / \theta(t, X'_i) = \exp[\beta_k - \beta_h] > 1 \text{ si } \beta_k - \beta_h > 0.$$

De los resultados de las estimaciones se puede observar para el periodo mayo de 2.001-octubre de 2.002 que el hecho de que el jefe tenga niveles superiores de educación aumenta el riesgo de experimentar una salida de la pobreza. En el caso de riesgo de entrada a la pobreza el ordenamiento no es tan claro. Para el mismo periodo vemos que el riesgo de experimentar una salida es menor en la región noroeste mientras que el riesgo de experimentar una entrada es menor en la región patagónica. Para el periodo octubre de 1.998 – mayo de 2.000, se observa, para las variables educativas que las tasas de riesgo presentan un ordenamiento esperado para los niveles medios de las mismas. Cuando se

<sup>32</sup> Número de observaciones en cada base de datos. Periodo Octubre 1.998- Mayo de 2.000: para evaluar las tasa de entrada se trabajó con una base con 1.612 observaciones y para evaluar las tasa de salida 1.200. Para el periodo Mayo 2.001- Octubre 2.002: la base utilizada para en el análisis de las tasas de entrada cuenta con 996 observaciones y para el análisis de tasas de salida 2696. Las estimaciones fueron realizadas utilizando ponderadores.

<sup>33</sup> Se ha supuesto que para el individuo “i” la  $k$ -ésima variable toma el valor uno y para el individuo “j” el valor cero.

<sup>34</sup> Tener presente que se están comparando individuos que se han mantenido en la pobreza (o fuera de ella) en un idéntico periodo de tiempo, es por eso que para ambos individuos la función de riesgo base es la misma.

evalúa por regiones, el menor riesgo de entrada nuevamente esta en la región patagónica y uno de los menores riesgos de salida se presenta en la región noroeste<sup>35</sup>.

Para un  $t = t$ , una misma persona, pero se desea analizar el efecto de un cambio en una variable continua:

$$\partial \ln[\theta(t, X_i)] / \partial x_k = \beta_k .$$

Se puede observar que la edad del jefe de hogar, el número de preceptores de ingreso así como el número de preceptores de ingresos laborales con ocupación permanente dentro de un hogar aumentan (disminuyen) el riesgo de que un individuo experimente una salida (entrada) de la pobreza<sup>36</sup>. Igualmente, un mayor número de adultos equivalentes en el hogar disminuye (aumenta) el riesgo de experimentar una salida (entrada) de la pobreza. Este tipo de análisis también posibilita observar la asimetría de efectos que tiene ciertas variables sobre las tasa de salida y entrada a la pobreza. Esto es existen variables que tiene un efecto mucho mayor sobre la tasa de salida que sobre la de entrada y viceversa. Un ejemplo de asimetría sería para el periodo Octubre de 1.998 – Mayo de 2.000 el efecto de la variable jefe de hogar mujer, el coeficiente de la variable en la ecuación de salida (en valor absoluto) es mas de cinco veces mayor que el coeficiente de la ecuación de entrada.

## **Conclusiones.**

*Con respecto a la metodología empleada:*

El presente trabajo hace énfasis en la aplicación de herramientas para evaluar situaciones de pobreza. Se debe tener en cuenta que aún es preciso perfeccionar el análisis presentado aquí para obtener conclusiones mas tajantes. Se deja para futuras investigaciones analizar la robustez de varios de los resultados encontrados frente a distintos valores de líneas de pobreza. Analizar el impacto que pueden tener otras variables que están correlacionadas con el nivel de vida de las personas sobre las transiciones y sobre la persistencia. Como se menciona en Baulch y McCulloch (1.998) sería útil incorporar en el análisis de las tasas de entrada y salida variables que capturen cambio con respecto al periodo anterior; por ejemplo cambio en la situación laboral del jefe, en el número de preceptores, etc. Se deja también para una investigación futura la incorporación de la heterogeneidad no observada al análisis de duración. El efecto que puede tener la omisión de variables (no observables) en modelos de riesgo proporcional es la sub-estimación de las respuestas proporcionales<sup>37</sup> ( $\beta$ ).

*Con respecto a los resultados:*

Se presento evidencia a favor de que tratar en forma separada a los indigentes puede ser útil en el estudio de la pobreza. Se mostró que para dos individuos con idénticas características observables pero que presentan un nivel de profundidad de pobreza distinto donde uno es indigente y otro pobre pero no indigente la probabilidad de salir así como la probabilidad de persistir en la pobreza no es la misma, sino que es mayor para el primer individuo. Si esta diferencia se debe a que existe un *verdadero estado de dependencia* distinto para estos sub grupos de pobres las políticas anti- pobreza no se deberían tratar a todos los pobres de igual manera.

<sup>35</sup> Región que a su vez presenta uno de los mayores riesgo de entrada (constante el resto de las variables).

<sup>36</sup> Para el periodo mayo 2.001- octubre 2.002 la variable número de preceptores de ingreso en el hogar en la ecuación de las tasas de entrada no tiene el signo esperado.

<sup>37</sup> Jenkin (2.005). Pág. 88.

En los análisis de perfil de la pobreza se encontró que la proporción de individuos pobres que viven hogares conducidos por mujeres era similar a la proporción de individuos no pobres que habitan hogares conducidos por mujeres, pero como se demostró posteriormente, el sexo del que detenta la conducción del hogar no es neutral frente al fenómeno de la pobreza. Con el modelo de respuesta ordenada para el análisis de persistencia de la pobreza se presentó evidencia empírica a favor de que los individuos que viven en hogares cuyo jefe tiene un bajo capital humano, o que el hogar es conducido por una mujer (entre otras características) tiene mayor probabilidades de ser *pobres estructurales*<sup>38</sup>. La importancia de distinguir estos grupos de aquellos que solo son pobre debido a shocks temporarios es fundamental a la hora de definir políticas de alivio de la pobreza. Se sostiene que programas asistenciales basados en la transferencia de dinero hacia los pobres estructurales puede llegar a carecer de sentido debido a que sus características no son modificables, lo que significa de que seguirán siendo propensos a re-ingresar a la pobreza en el futuro.

Se presentó evidencia de que existen grandes discrepancias regionales. Estas discrepancias son importantes ya que las mismas aparecen no solo desde un punto de vista estático sino también desde el dinámico. Desde el punto de vista estático se observó que las regiones del norte presentan una mayor tasa de incidencia, mayor brecha de pobreza y una mayor severidad de la pobreza; y desde el punto de vista dinámico se observó, en primer lugar, que los individuos que habitan en las mismas podrían enfrentar problemas de pobreza más serios (pobreza estructural, mayor problemas de persistencia) que los individuos que habitan en el resto de las regiones y, en segundo lugar, que los individuos de estas regiones son más vulnerables frente al fenómeno de la pobreza: son más propensos a entrar en la misma y tienen una menor proclividad a escapar de la pobreza. Esto último podría ser grave dado que se podrían ampliar las diferencias en los niveles de pobreza entre las regiones.

También se presentó evidencia acerca de que existen diferencias en los niveles de educación de los jefes de hogar en hogares pobres y no pobres, diferencias que fueron encontradas cuando se analizó el perfil de la pobreza desde un punto de vista estático como cuando se analizó el perfil de la pobreza en función del número de ondas que se estuvo por debajo de la línea de la pobreza. Además se demostró que el nivel de educación del jefe tiene una incidencia significativa sobre la probabilidad de ser pobre, el número de ondas que un individuo puede permanecer en la pobreza así como sobre la posibilidad de salir de la pobreza.

---

<sup>38</sup> Tener presente que en este trabajo se llama pobre estructural a un individuo que durante cuatro ondas es considerado pobre.

## Referencias.

- Baulch B. y McCulloch N., “Being poor and becoming poor: Poverty status and poverty transitions in rural Pakistan”, (1.998), Institute of Development Studies.
- Bustelo M. Y Lucchetti L., “La pobreza en Argentina: Perfil, evolución y determinantes profundos (1.996, 1.998 y 2.001)”, (2.004), CEDLAS, documento de trabajo Nº 7.
- Cantó O., Del Río C. y Gradín C., “La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995”, (2.002), Instituto de Estudios Fiscales.
- Cappellari L. y Jenkins S., “Who stays poor? Who becomes poor? Evidence from the British Household Panel Survey”(2.001).
- Carballo J. “Características del hogar y salida de la pobreza: un análisis de los hogares urbanos para el periodo post- convertibilidad”, (2.004), XXXIX Reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Política.
- Foster J., Greer J. y Thorbecke E., “A class of decomposable poverty measure”, (1.984), Econometrica, Vol 52, Nº 3, págs. 761/766.
- Gasparini L., “Different Lives: Inequality in Latin America and the Caribbean”, (2.003), Inequality and the State in Latin America and the Caribbean. World Bank LAC Flagship Report 2.003.
- Giraldo A., Rettore E. y Trivellato U., “The persistence of poverty: true state dependence or unobserved heterogeneity?”, (2.002).
- Jenkins S., “Survival Analysis”, (2.005), University of Essex.
- Lawson D., McKay A. y Okidi J., “Poverty persistence and transitions in Uganda: A combined qualitative and quantitative analysis”, (2.003).
- Molinero L., “Más allá de los modelos de Cox: Modelos paramétricos de supervivencia”, (2.004).
- Paz J., “Dinámica de la pobreza en la Argentina. Exploración con un único panel corto”, (2.002), 3ª Reunión anual sobre Pobreza y distribución del Ingreso.
- Sosa Escudero W., “Tópicos de econometría aplicada”, (1.999), Departamento de economía, facultad de Ciencias económicas, Universidad nacional de La Plata, Trabajo docente Nº 2.
- Wawro G., “Topics in Quantitative Data Analysis: Limited and Quantitative dependent variables”, Columbia University.
- Wooldridge J., “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, (2002), MIT Press, Cambridge.

## APÉNDICE

### I\_ Regiones estadísticas consideradas en el trabajo.

Región	Aglomerado urbano
<i>Metropolitana (GBA)</i>	Ciudad de Buenos Aires Partidos del Conurbano
<i>Pampeana</i>	Bahía Blanca- Cerri Concordia Gran Córdoba Gran La Plata Gran Rosario Gran Paraná Gran Santa Fe Mar del Plata- Batán Río Cuarto Santa Rosa- Toay
<i>Patagónica</i>	Comodoro Rivadavia- Rada -Tilly Neuquen- Plottier Río Gallegos Ushuaia – Río Grande
<i>Cuyo</i>	Gran Mendoza Gran San Juan San Luis- El Chorrillo Gran Catamarca
<i>Noroeste</i>	Gran Tucumán- Tafí Viejo Jujuy- Palpalá La Rioja Salta Santiago del Estero- La Banda
<i>Noreste</i>	Corrientes Formosa Gran Resistencia Posadas

Fuente: INDEC.

### II\_ Análisis estático.

Tabla N° 1: Tasa de incidencia de pobreza moderada ( $FGT_{\alpha=0}$ ). Total país y descomposición por regiones.

	REGIONES						
	Cuyo	Pamp.	Patag.	GBA	Noreste	Noroes.	País
May-98	0.332	0.288	0.213	0.252	0.484	0.405	0.291
Oct-98	0.333	0.295	0.224	0.267	0.501	0.425	0.304
May-99	0.339	0.296	0.223	0.282	0.502	0.455	0.313

Oct-99	0.335	0.295	0.248	0.272	0.505	0.416	0.304
May-00	0.366	0.310	0.236	0.308	0.532	0.449	0.336
Oct-00	0.394	0.304	0.244	0.296	0.531	0.438	0.330
May-01	0.393	0.341	0.237	0.336	0.569	0.474	0.364
Oct-01	0.398	0.373	0.233	0.361	0.568	0.485	0.384
May-02	0.552	0.530	0.392	0.505	0.698	0.634	0.534
Oct-02	0.614	0.564	0.439	0.548	0.715	0.695	0.577

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC

Tabla N° 2: Profundidad de la pobreza moderada ( $FGT_{\alpha=1}$ ). Total país y descomposición por regiones.

	REGIONES						
	Cuyo	Pamp.	Patag.	GBA	Noreste	Noroes.	País
May-98	0.119	0.112	0.089	0.096	0.213	0.165	0.113
Oct-98	0.123	0.118	0.095	0.112	0.230	0.170	0.125
May-99	0.133	0.122	0.092	0.116	0.230	0.189	0.129
Oct-99	0.126	0.123	0.103	0.110	0.238	0.170	0.125
May-00	0.143	0.130	0.099	0.128	0.252	0.191	0.141
Oct-00	0.163	0.132	0.100	0.125	0.265	0.189	0.142
May-01	0.162	0.153	0.097	0.149	0.289	0.212	0.163
Oct-01	0.177	0.180	0.100	0.169	0.308	0.222	0.181
May-02	0.282	0.279	0.184	0.275	0.415	0.333	0.287
Oct-02	0.306	0.281	0.207	0.275	0.413	0.366	0.293

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

Tabla N° 3: Severidad de la pobreza moderada ( $FGT_{\alpha=2}$ ). Total país y descomposición por regiones.

	REGIONES						
	Cuyo	Pamp.	Patag.	GBA	Noreste	Noroes.	País
May-98	0.061	0.064	0.053	0.054	0.124	0.092	0.064
Oct-98	0.064	0.069	0.059	0.065	0.139	0.094	0.072
May-99	0.073	0.072	0.053	0.069	0.139	0.109	0.076
Oct-99	0.067	0.074	0.063	0.065	0.148	0.096	0.073
May-00	0.078	0.078	0.059	0.074	0.155	0.110	0.083
Oct-00	0.092	0.080	0.060	0.074	0.170	0.111	0.085
May-01	0.094	0.096	0.057	0.093	0.187	0.126	0.101
Oct-01	0.108	0.119	0.063	0.109	0.211	0.137	0.117
May-02	0.185	0.191	0.119	0.191	0.295	0.221	0.197
Oct-02	0.190	0.181	0.127	0.179	0.281	0.236	0.190

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

Tabla N° 4: Perfil de la pobreza. Análisis de las ondas de Mayo de 1.998, Mayo de 2.000 y Mayo de 2.002.

	Onda					
	May-98		May-00		May-02	
	Pobre	No pobre	Pobre	No pobre	Pobre	No pobre
<b>Nivel educativo del jefe</b>						
Edupi	0.31	0.13	0.26	0.10	0.21	0.08
Edupc	0.42	0.29	0.44	0.28	0.41	0.24
Edusi	0.18	0.19	0.18	0.17	0.20	0.15
Edusc	0.07	0.15	0.08	0.20	0.11	0.22
Edusupi	0.03	0.11	0.03	0.11	0.05	0.13
Edusupc	0.01	0.13	0.01	0.13	0.02	0.18
<b>Sexo del jefe de hogar</b>						
Mujer	0.20	0.20	0.20	0.21	0.21	0.24
Varón	0.80	0.80	0.80	0.79	0.79	0.76
Edad del jefe	44.07	48.77	44.31	49.04	44.90	50.42
<b>Estado del jefe de hogar</b>						
Ocupado	0.67	0.73	0.66	0.73	0.60	0.68
Desocupado o inactivo	0.33	0.27	0.34	0.27	0.40	0.32
Jefe con ocupación permanente	0.47	0.65	0.49	0.67	0.46	0.64
Perceptores de ingresos en el hogar	1.50	1.97	1.52	1.90	1.46	1.86
Perceptores de ingresos con ocupación permanente	0.74	0.95	0.79	0.91	0.77	0.92
Número de adultos equivalentes en el hogar	4.50	3.21	4.60	3.10	4.29	2.85
Numero de menores de 14 años en el hogar	2.14	0.88	2.13	0.85	1.76	0.66

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

Tabla N° 5: Modelo de respuesta ordenada. Descripción del estado de pobreza.

	Mayo 1.998	Mayo 2.000	Mayo 2.002
	$\beta$	$\beta$	$\beta$
<b>Datos del jefe de hogar</b>			
Ocupación permanente	0.322	0.263	0.380
Edad del jefe	0.014	0.014	0.019
Jefe Mujer	-0.200	-0.164	-0.235
Ocupado	0.044	0.085	-0.027
Educación:			
Primaria completa	0.415	0.473	0.402

Secundaria incompleta	0.688	0.676	0.663
Secundaria completa	0.930	0.975	1.015
Superior incompleta	1.232	1.301	1.288
Superior completa	1.259	1.276	1.577
<i>Variables relacionadas con características demográficas y posibilidades de generación de ingresos del hogar</i>			
Número de perceptores en el hogar	0.859	0.761	0.711
Número de perceptores de ingresos laborales con ocupación permanente	0.466	0.470	0.473
Número de adultos equivalentes en el hogar	-0.499	-0.509	-0.543
Número de menores de 14 años en el hogar	0.008	0.005	0.013
<i>Región</i>			
Cuyo	-0.232	-0.124	-0.174
Pampeana	-0.104	-0.027	-0.087
Noroeste	-0.227	-0.120	-0.139
Noreste	-0.472	-0.390	-0.275
Patagónica	0.364	0.434	0.540
Corte 1 ( $\alpha_1$ )	-0.563	-0.460	0.321
Corte 2 ( $\alpha_2$ )	0.862	0.935	1.602
Estadístico LR: Prob > $\chi^2(18)$	0.000	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.351	0.341	0.353

Todas las variables resultaron significativas al 5 %.

Tabla N° 6: Test de razón de verosimilitud de la hipótesis nula:  $\beta_{\text{ocupado}} + \beta_{\text{ocup. permanente}} = 0$ . Para la onda mayo de 2.002.

Estadístico	Valor	Prob > $\chi^2 (1)$
-2 [ln( L <sub>r</sub> ) - ln( L <sub>n r</sub> )]	2.0e+05	0.000

Tabla N° 7: Test de razón de verosimilitud de la hipótesis nula sobre coeficientes de las variables de educación superior incompleta y superior completa:  $\beta^{\text{sup. incomp.}} - \beta^{\text{sup. comp.}} = 0$ . Para la onda mayo de 2.000.

Estadístico	Valor	Prob > $\chi^2 (1)$
-2 [ln( L <sub>r</sub> ) - ln( L <sub>n r</sub> )]	191.21	0.000

Tabla N° 8: Test de razón de verosimilitud de la hipótesis nula:  $\beta^{\text{cuyo}} - \beta^{\text{noroeste}} = 0$ . Para las ondas mayo de 1.998 y mayo de 2.000.

Fecha	Estadístico	Valor	Prob > $\chi^2 (1)$
Mayo de 1.998	-2 [ln( L <sub>r</sub> ) - ln( L <sub>n r</sub> )]	8.27	0.004
Mayo de 2.000	-2 [ln( L <sub>r</sub> ) - ln( L <sub>n r</sub> )]	7.75	0.005

Tabla N° 9: Estimación de probabilidades a partir de los resultados del probit de respuesta ordenada. La estimación se realiza para un individuo que habita en un hogar cuyo jefe tiene una educación máxima de primaria completa y esta ocupado.

	Mayo 1.998	Mayo 2.000	Mayo 2.002
<b>Probabilidad de ser indigente de un individuos que vive en un hogar con:</b>			
Jefe varón con primaria completa, ocupado.			
cuyo	0.042	0.070	0.360
gba	0.025	0.054	0.297
pampeana	0.032	0.057	0.328
patagónica	0.010	0.021	0.142
noroeste	0.042	0.069	0.347
noreste	0.069	0.113	0.398
Jefe mujer con primaria completa, ocupada.			
cuyo	0.064	0.094	0.451
gba	0.039	0.075	0.383
pampeana	0.049	0.079	0.416
patagónica	0.017	0.031	0.201
noroeste	0.063	0.094	0.437
noreste	0.099	0.147	0.491
<b>Probabilidad de ser pobre:</b>			
Jefe varón con primaria completa, ocupado.			
cuyo	0.382	0.467	0.822
gba	0.297	0.418	0.773
pampeana	0.334	0.428	0.798
patagónica	0.185	0.261	0.583
noroeste	0.380	0.465	0.812
noreste	0.476	0.572	0.847
Jefe mujer con primaria completa, ocupada.			
cuyo	0.460	0.532	0.877
gba	0.370	0.483	0.837
pampeana	0.410	0.493	0.858
patagónica	0.243	0.317	0.671
noroeste	0.458	0.531	0.869
noreste	0.555	0.636	0.896
<b>Probabilidad de ser pobre pero no indigente:</b>			
Jefe varón con primaria completa, ocupado.			
cuyo	0.339	0.397	0.462
gba	0.272	0.363	0.476
pampeana	0.302	0.371	0.470
patagónica	0.175	0.240	0.441
noroeste	0.338	0.396	0.466

noreste	0.407	0.460	0.449	
Jefe mujer con primaria completa, ocupada.				
cuyo	0.396	0.438	0.426	
gba	0.330	0.408	0.454	
pampeana	0.361	0.414	0.441	
patagónica	0.226	0.286	0.470	
noroeste	0.395	0.437	0.432	
noreste	0.456	0.489	0.405	
<b>Probabilidad de ser indigente, condicional a que se es pobre:</b>				
Jefe varón con primaria completa, ocupado.				
cuyo	0.111	0.149	0.438	
gba	0.085	0.130	0.384	
pampeana	0.096	0.134	0.411	
patagónica	0.055	0.080	0.243	
noroeste	0.110	0.148	0.427	
noreste	0.144	0.197	0.470	
Jefe mujer con primaria completa, ocupada.				
cuyo	0.138	0.177	0.514	
gba	0.107	0.156	0.457	
pampeana	0.120	0.160	0.485	
patagónica	0.070	0.096	0.300	
noroeste	0.138	0.176	0.503	
noreste	0.179	0.232	0.548	

Nota: Las variables adultos equivalentes por hogar, número de preceptores por hogar, número de preceptores de ingresos laborales con ocupación permanente, edad del jefe de hogar y el número de menores de 14 años en el hogar fueron evaluadas en sus medias muestrales para cada año.

## II\_ Análisis dinámico.

Tabla N° 10: Evolución de las probabilidades condicionales de transición.

Periodo	Probabilidades condicionales				Porcentaje de individuos en movimiento	Ratio ( $a_{pn}/a_{np}$ )
	$a_{pp}$	$a_{pn}$	$a_{np}$	$a_{nn}$		
May-98/ Oct-98	0.773	0.227	0.109	0.891	0.143	2.08
Oct-98/ May-99	0.775	0.225	0.151	0.849	0.175	1.49
May-99/ Oct-99	0.755	0.245	0.114	0.886	0.160	2.14
Oct-99/ May00	0.785	0.215	0.128	0.872	0.154	1.67
May-00/ Oct-00	0.768	0.232	0.113	0.887	0.154	2.05
Oct-00/ May-01	0.791	0.209	0.147	0.853	0.168	1.42
May-01/ Oct-01	0.816	0.184	0.137	0.863	0.154	1.34
Oct-01/ May-02	0.936	0.064	0.301	0.699	0.208	0.21
May-02/ Oct-01	0.904	0.096	0.212	0.788	0.147	0.45

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.  
 Gráfico N° 1: Relación entre el ratio ( $a_{pn}/a_{np}$ ) y la tasa de incidencia.

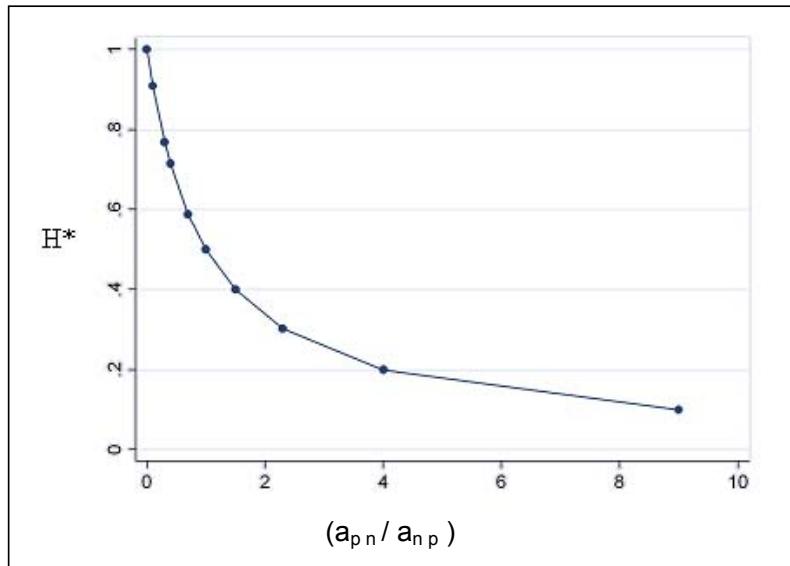
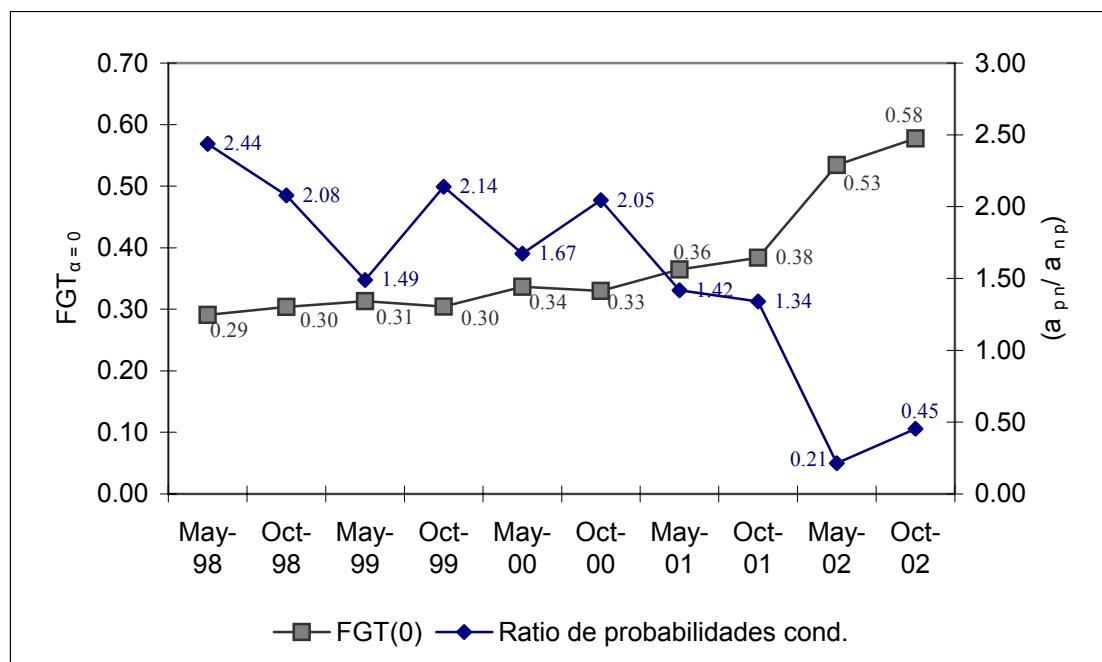
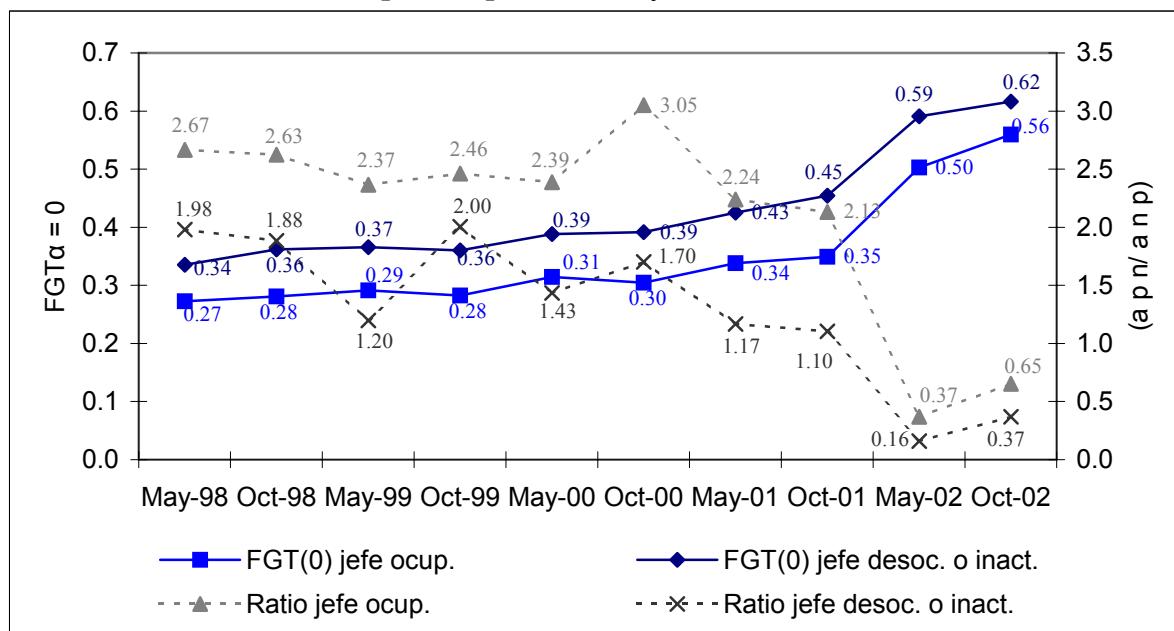


Gráfico N° 2: Evolución de la tasa de incidencia y del ratio ( $a_{pn}/a_{np}$ ) para el periodo Mayo de 1.998- Octubre de 2.002.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.  
 Nota: El valor 2.44 surge de despejar el ratio de probabilidades de la ecuación N° 2 para el valor  $FGT_{\alpha=0}=29.1\%$  de la onda de Mayo de 1.998.

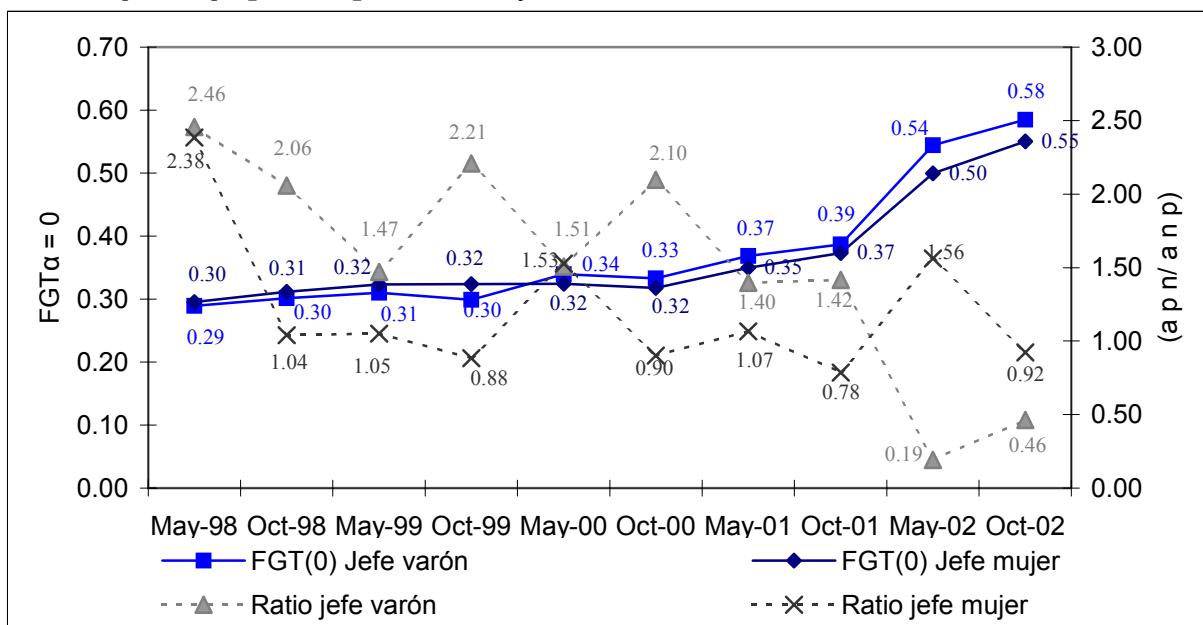
Gráfico N° 3: Evolución del  $FGT_{\alpha=0}$  descompuesto por estado del jefe de hogar, y evolución del ratio “ $a_{pn}/a_{np}$ ” para el periodo Mayo 1.998 – Octubre de 2.002.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

Nota: Los valores del ratios de probabilidades condicionales para Mayo de 1.998 surge de un calculo idéntico al realizado en el gráfico N° 2.

Gráfico N° 4: Evolución del  $FGT_{\alpha=0}$  descompuesto por sexo del jefe de hogar, y evolución del ratio “ $a_{pn}/a_{np}$ ” para el periodo Mayo 1.998 – Octubre de 2002.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC.

Nota: Los valores del ratios de probabilidades condicionales para Mayo de 1.998 surge de un calculo idéntico al realizado en el gráfico N° 2.

Tabla N° 11: Descomposición de las tasa de salida en función de la procedencia (indigente o pobre pero no indigente) del individuo que hizo la transición.

Periodo	Condición de pobreza		(1)/(1+2)
	Indigente (1)	Pobre pero no indigente (2)	
May-98/ Oct-98	0.029	0.198	0.13
Oct-98/ May-99	0.029	0.195	0.13
May-99/ Oct-99	0.040	0.205	0.16
Oct-99/ May00	0.021	0.194	0.10
May-00/ Oct-00	0.030	0.202	0.13
Oct-00/ May-01	0.026	0.183	0.12
May-01/ Oct-01	0.028	0.156	0.15
Oct-01/ May-02	0.011	0.054	0.17
May-02/ Oct-02	0.017	0.079	0.18

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

Tabla N° 12: Descomposición de las tasa de entrada en función del destino del individuo que hizo la transición.

Periodo	Condición de pobreza		(1)/(1+2)
	Indigente (1)	Pobre pero no indigente (2)	
May-98/ Oct-98	0.015	0.094	0.14
Oct-98/ May-99	0.020	0.130	0.14
May-99/ Oct-99	0.017	0.098	0.15
Oct-99/ May00	0.017	0.111	0.14
May-00/ Oct-00	0.014	0.099	0.13
Oct-00/ May-01	0.022	0.125	0.15
May-01/ Oct-01	0.025	0.112	0.18
Oct-01/ May-02	0.066	0.235	0.22
May-02/ Oct-02	0.030	0.181	0.14

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

Tabla N° 13: Descomposición de la tasa de salida por regiones.

Periodo	Descomposición por regiones					
	GBA	Noroeste	Noreste	Cuyo	Pamp.	Patag.
May-98/ Oct-98	0.029	0.037	0.026	0.027	0.096	0.011
Oct-98/ May-99	0.082	0.032	0.010	0.022	0.070	0.008
May-99/ Oct-99	0.121	0.032	0.010	0.019	0.057	0.006
Oct-99/ May00	0.105	0.027	0.008	0.012	0.056	0.008
May-00/ Oct-00	0.121	0.029	0.012	0.012	0.052	0.006
Oct-00/ May-01	0.114	0.021	0.010	0.013	0.044	0.006
May-01/ Oct-01	0.098	0.021	0.007	0.011	0.041	0.005
Oct-01/ May-02	0.033	0.006	0.002	0.006	0.016	0.001
May-02/ Oct-01	0.027	0.013	0.008	0.011	0.032	0.004

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

Tabla N° 14: descomposición de la tasa de entrada por regiones.

Periodo	Descomposición por regiones					
	GBA	Noroeste	Noreste	Cuyo	Pamp.	Patag.
May-98/ Oct-98	0.002	0.024	0.010	0.015	0.052	0.006
Oct-98/ May-99	0.091	0.017	0.004	0.009	0.026	0.003
May-99/ Oct-99	0.050	0.014	0.005	0.010	0.032	0.004
Oct-99/ May00	0.067	0.017	0.004	0.007	0.030	0.003
May-00/ Oct-00	0.058	0.012	0.007	0.009	0.023	0.004
Oct-00/ May-01	0.080	0.018	0.007	0.008	0.032	0.003
May-01/ Oct-01	0.067	0.015	0.004	0.010	0.038	0.003
Oct-01/ May-02	0.158	0.030	0.011	0.027	0.066	0.009
May-02/ Oct-01	0.070	0.034	0.014	0.020	0.066	0.009

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

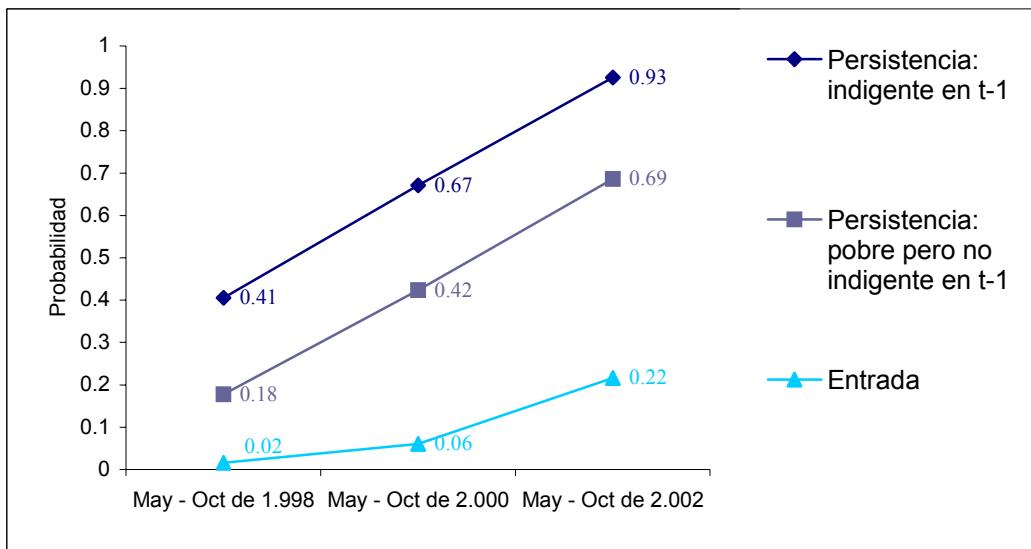
Tabla N° 15: Estimación de la dependencia de estado a partir del modelo ordered probit.

	May - Oct de 1998	May - Oct de 2.000	May - Oct de 2.002
	$\beta$	$\beta$	$\beta$
<i>Datos del Jefe de hogar</i>			
Ocupación permanente	0.383	0.507	0.363
Edad del jefe	0.013	0.014	0.016
Jefe Mujer	-0.157	-0.082	-0.093
Ocupado	0.036	0.057	-0.007
Educación:			
Primaria completa	0.337	0.148	0.243
Secundaria incompleta	0.496	0.300	0.371
Secundaria completa	0.751	0.507	0.662
Superior incompleta	0.893	1.008	1.028
Superior completa	1.394	1.260	1.164
<i>Variables relacionadas con características demográficas y posibilidades de generación de ingresos del hogar</i>			
Número de perceptores en el hogar	0.443	0.497	0.423
Número de perceptores de ingresos laborales con ocupación permanente	0.285	0.219	0.251
Número de adultos equivalentes en el hogar	-0.305	-0.326	-0.391
Número de menores de 14 años en el hogar	-0.027	0.017	0.013
<i>Región</i>			
Cuyo	-0.637	-0.262	-0.089
Pampeana	-0.605	0.008	-0.037
Noroeste	-0.733	-0.100	-0.123
Noreste	-0.817	-0.318	-0.201
Patagónica	-0.346	0.200	0.289
Pobre pero no indigente en "t -1"	-1.215	-1.355	-1.269
Indigente en "t -1"	-1.901	-1.989	-2.230

Modificación del número de perceptores de ingreso del hogar	0.346	0.314	0.221
Corte 1 ( $\alpha_1$ )	-2.240	-1.703	-1.161
Corte 2 ( $\alpha_2$ )	-0.459	0.123	0.592
Estadístico LR: Prob > $\chi^2(21)$	0.000	0.000	0.000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.470	0.451	0.456

Todas las variables resultaron significativas al 5 %.

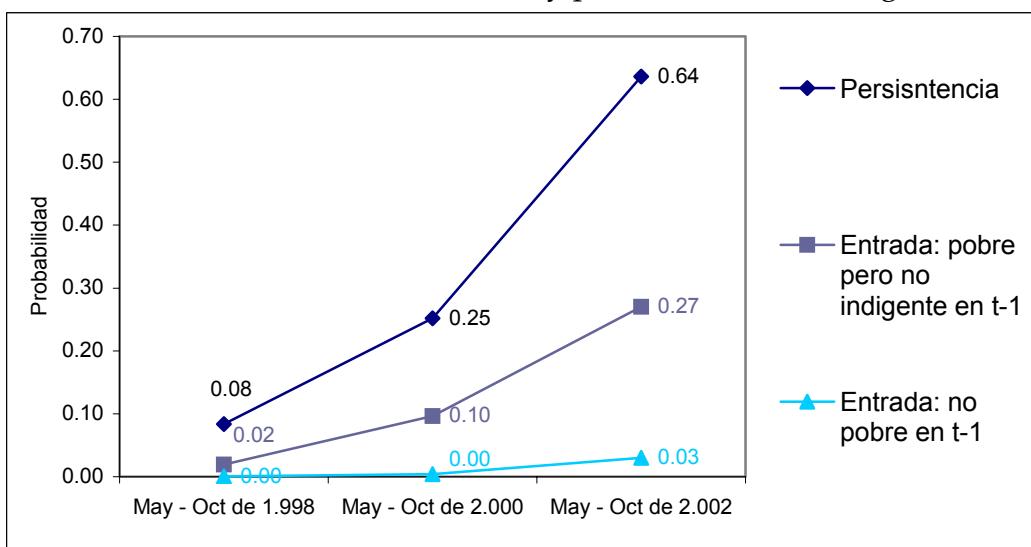
Gráfico N° 5: Evolución de las tasas de entrada y persistencia en la pobreza.



Fuente: elaboración propia en base a datos de INCEC.

Nota: La estimación es para un individuo que habita en un hogar con las siguientes características: Jefe de hogar varón con secundaria completa, ocupación permanente; que habita en la región de GBA; no se ha experimentado cambios en el número de perceptores de ingreso. El resto de las características fueron evaluadas en los valores medios de las mismas.

Gráfico N° 6: Evolución de las tasas de entrada y persistencia en la indigencia.



Fuente: elaboración propia en base a datos de INCEC.

Nota: La estimación es para un individuo que habita en un hogar con las siguientes características: Jefe de hogar varón con secundaria incompleta, ocupado; que habita en la región de GBA; no se ha experimentado cambios en el número de preceptores de ingreso. El resto de las características fueron evaluadas en los valores medios de las mismas.

Tabla N° 16: Perfil de los individuos pobres según el número de ondas que permanecieron por debajo de la línea de la pobreza. Periodo Mayo de 2.001 – Octubre de 2.002. Las características corresponden a la onda de Mayo de 2.001.

	Periodos en la pobreza				
	0	1	2	2	4
Nivel educativo del jefe					
Edupi	0.07	0.10	0.14	0.17	0.25
Edupc	0.21	0.37	0.38	0.33	0.45
Edusi	0.14	0.21	0.17	0.34	0.19
Edusc	0.26	0.15	0.22	0.09	0.07
Edusupi	0.13	0.06	0.08	0.06	0.02
Edusupc	0.18	0.10	0.01	0.01	0.00
Sexo del jefe de hogar					
Mujer	0.25	0.17	0.15	0.16	0.20
Varón	0.75	0.83	0.85	0.84	0.80
Edad del jefe	50.25	48.82	47.66	46.42	42.88
Estado del jefe de hogar					
Ocupado	0.71	0.77	0.74	0.71	0.71
Desocupado o inactivo	0.29	0.23	0.26	0.29	0.29
Jefe con ocupación permanente	0.67	0.71	0.66	0.58	0.52
Perceptores de ingresos en el hogar	1.91	1.78	1.68	1.93	1.52
Perceptores de ingresos laboral con ocupación permanente	1.28	1.24	1.12	1.20	0.89
Número de adultos equivalentes en el hogar	2.80	3.05	3.48	4.03	4.81
Número de menores de 14 años en el hogar	0.68	0.90	1.16	1.35	2.48

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

Tabla N° 17: Perfil de los individuos pobres según el número de ondas que permanecieron por debajo de la línea de la pobreza. Periodo Octubre de 1.998 – Mayo de 2.000. Las características corresponden a la onda de octubre de 1.998.

	Periodos en la pobreza				
	0	1	2	3	4
Nivel educativo del jefe					
Edupi	0.11	0.14	0.23	0.24	0.25
Edupc	0.32	0.40	0.47	0.47	0.44

Edusi	0.19	0.21	0.18	0.15	0.24
Edusc	0.16	0.11	0.09	0.13	0.06
Edusupi	0.12	0.07	0.03	0.01	0.01
Edusupc	0.11	0.02	0.01	0.01	0.00
Sexo del jefe de hogar					
Mujer	0.19	0.20	0.12	0.19	0.22
Varón	0.81	0.80	0.88	0.81	0.78
Edad del jefe	50.05	46.19	45.09	46.02	41.85
Estado del jefe de hogar					
Ocupado	0.73	0.79	0.73	0.60	0.66
Desocupado o inactivo	0.27	0.21	0.27	0.40	0.34
Jefe con ocupación permanente	0.68	0.67	0.57	0.60	0.46
Perceptores de ingresos en el hogar	1.89	1.68	1.69	1.64	1.41
Perceptores de ingresos laboral con ocupación permanente	1.35	1.21	1.01	1.03	0.85
Número de adultos equivalentes en el hogar	3.10	3.42	3.78	4.15	5.01
Número de menores de 14 años en el hogar	0.93	1.13	1.68	1.67	2.92

Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC.

Tabla N° 18: Estimación de un modelo de respuesta ordenada para la probabilidad de estar 4 ondas, 3 ondas, 2 ondas, 1 onda o ninguna onda bajo la línea de la pobreza.

	Periodo Oct-98- May-00	Periodo May-01- Oct-02
	$\beta$	$\beta$
<i>Datos del jefe del hogar</i>		
Ocupación permanente	-0.482	-0.680
Edad del jefe	-0.015	-0.022
Jefe Mujer	0.246	0.162
Ocupado	-0.041	0.375
Educación:		
Primaria completa	-0.489	-0.594
Secundaria incompleta	-0.648	-0.924
Secundaria completa	-0.984	-1.510
Superior incompleta	-1.841	-1.633
Superior completa	-2.143	-2.347
<i>Variables relacionadas con características</i>		

<i>demográficas y posibilidades de generación de ingresos del hogar</i>		
Número de perceptores en el hogar	-0.522	-0.465
Número de perceptores de ingresos laborales con ocupación permanente	-0.077	-0.146
Número de adultos equivalentes en el hogar	0.419	0.475
Número de menores de 14 años en el hogar	0.127	0.079
<i>Región</i>		
Cuyo	0.195	0.210
Pampeana	0.017	0.159
Noroeste	0.273	0.357
Noreste	0.426	0.409
Patagónica	-0.471	-0.582
Corte 1 ( $\alpha_1$ )	-1.023	-1.887
Corte 2 ( $\alpha_2$ )	-0.546	-1.372
Corte 3 ( $\alpha_3$ )	-0.153	-0.855
Corte 4 ( $\alpha_4$ )	0.417	-0.294
<u>Estadístico LR: Prob &gt; <math>\chi^2(18)</math></u>	0.000	0.000
<u>Pseudo R<sup>2</sup></u>	0.225	0.260

Notas:

(a) \_ Todas las variables resultaron significativas al 5 %.

(b) \_ Las variables explicativas corresponden a la primera onda de cada periodo considerado.

Tabla N° 19: Test de razón de verosimilitud de la hipótesis nula:  $\beta_{\text{ocupado}} + \beta_{\text{ocup. permanente}} = 0$ . Para el periodo mayo de 2.001- octubre de 2.002.

Estadístico	Valor	Prob > $\chi^2 (1)$
-2 [ $\ln(L_r) - \ln(L_{n_r})$ ]	12,330.48	0.000

Tabla N° 20: Estimación del modelo de riesgo proporcional de Cox. Periodo Mayo de 2.001 - Octubre de 2.002.

	Salida	Entrada
	$\beta$	$\beta$
<i>Datos del jefe del hogar</i>		
Edad del jefe	0.004	-0.001
Jefe Mujer	-0.166	0.014
Ocupado	0.440	-0.071
Educación:		
Primaria completa	0.546	-0.169
Secundaria incompleta	0.698	-0.107
Secundaria completa	1.041	-0.080
Superior incompleta	0.966	0.105

Superior completa	1.343	0.082	
<i>Variables relacionadas con características demográficas y posibilidades de generación de ingresos del hogar</i>			
Número de perceptores de ingresos laborales con ocupación permanente	0.260	-0.237	
Número de perceptores en el hogar	0.340	0.083	
Número de perceptores de ingresos laborales con ocupación permanente	0.260	-0.237	
Número de adultos equivalentes en el hogar	-0.489	0.072	
<i>Región</i>			
Cuyo	-0.231	0.006*	
Pampeana	-0.255	0.063	
Noroeste	-0.620	-0.061	
Noreste	-0.242	-0.038	
Patagónica	0.105	-0.577	
<b>Estadístico LR: Prob &gt; <math>\chi^2(18)</math></b>	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>	

Nota: Todas las variables resultaron significativas al 5 %. Excepto (\*)

Tabla N° 21: Estimación del modelo de riesgo proporcional de Cox. Periodo Octubre de 1.998 – Mayo de 2.000.

	Salida	Entrada
	$\beta$	$\beta$
<i>Datos del jefe del hogar</i>		
Edad del jefe	0.009	0.000*
Jefe Mujer	-0.489	0.091
Ocupado	0.904	-0.319
<i>Educación:</i>		
Primaria completa	0.426	0.160
Secundaria incompleta	-0.138	-0.139
Secundaria completa	0.422	-0.336
Superior incompleta	1.054	-0.820
Superior completa	0.109	-0.210
<i>Variables relacionadas con características demográficas y posibilidades de generación de ingresos del hogar</i>		
Número de perceptores en el hogar	0.407	-0.248
Número de perceptores de ingresos laborales con ocupación permanente	0.411	-0.266
Número de adultos equivalentes en el hogar	-0.376	0.221
<i>Región</i>		
Cuyo	0.131	0.335
Pampeana	0.447	0.018
Noroeste	0.211	0.047
Noreste	-0.081	0.318

Patagónica	-0.171	-0.241
Estadístico LR: Prob > $\chi^2(18)$	0.000	0.000

Nota: Todas las variables resultaron significativas al 5 %. Excepto (\*)



## **SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL CEDLAS**

Todos los Documentos de Trabajo del CEDLAS están disponibles en formato electrónico en <[www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas](http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas)>.

---

- Nro. 32 (Enero, 2006). Rodrigo González. "Distribución de la Prima Salarial del Sector Público en Argentina".
- Nro. 31 (Enero, 2006). Luis Casanova. "Análisis estático y dinámico de la pobreza en Argentina: Evidencia Empírica para el Periodo 1998-2002".
- Nro. 30 (Diciembre, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
- Nro. 29 (Noviembre, 2005). Mariana Marchionni. "Labor Participation and Earnings for Young Women in Argentina".
- Nro. 28 (Octubre, 2005). Martín Tetaz. "Educación y Mercado de Trabajo".
- Nro. 27 (Septiembre, 2005). Matías Busso, Martín Cicowicz y Leonardo Gasparini. "Ethnicity and the Millennium Development Goals in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 26 (Agosto, 2005). Hernán Winkler. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Uruguay".
- Nro. 25 (Julio, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Guido G. Porto. "Trade and Labor Outcomes in Latin America's Rural Areas: A Cross-Household Surveys Approach".
- Nro. 24 (Junio, 2005). Francisco Haimovich y Hernán Winkler. "Pobreza Rural y Urbana en Argentina: Un Análisis de Descomposiciones".
- Nro. 23 (Mayo, 2005). Leonardo Gasparini y Martín Cicowicz. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 22 (Abril, 2005). Leonardo Gasparini y Santiago Pinto. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 21 (Abril, 2005). Matías Busso, Federico Cerimedo y Martín Cicowicz. "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Descifrando la Última Década en Argentina".
- Nro. 20 (Marzo, 2005). Georgina Pizzolitto. "Poverty and Inequality in Chile: Methodological Issues and a Literature Review".
- Nro. 19 (Marzo, 2005). Paula Giovagnoli, Georgina Pizzolitto y Julieta Trías. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Chile".

- Nro. 18 (Febrero, 2005). Leonardo Gasparini. "Assessing Benefit-Incidence Results Using Decompositions: The Case of Health Policy in Argentina".
- Nro. 17 (Enero, 2005). Leonardo Gasparini. "Protección Social y Empleo en América Latina: Estudio sobre la Base de Encuestas de Hogares".
- Nro. 16 (Diciembre, 2004). Evelyn Vezza. "Poder de Mercado en las Profesiones Autorreguladas: El Desempeño Médico en Argentina".
- Nro. 15 (Noviembre, 2004). Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Polarización del Ingreso en la Argentina: Teoría y Aplicación de la Polarización Pura del Ingreso".
- Nro. 14 (Octubre, 2004). Leonardo Gasparini y Walter Sosa Escudero. "Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution: Econometric Estimates for Greater Buenos Aires".
- Nro. 13 (Septiembre, 2004). Monserrat Bustelo. "Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina Haciendo Uso de Técnicas de Descomposiciones Microeconometricas (1992-2001)".
- Nro. 12 (Agosto, 2004). Leonardo Gasparini, Martín Cicowicz, Federico Gutiérrez y Mariana Marchionni. "Simulating Income Distribution Changes in Bolivia: a Microeconomic Approach".
- Nro. 11 (Julio, 2004). Federico H. Gutierrez. "Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel para Argentina 1998-2002".
- Nro. 10 (Junio, 2004). María Victoria Fazio. "Incidencia de las Horas Trabajadas en el Rendimiento Académico de Estudiantes Universitarios Argentinos".
- Nro. 9 (Mayo, 2004). Julieta Trías. "Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El Caso de los Niños en la Argentina".
- Nro. 8 (Abril, 2004). Federico Cerimedo. "Duración del Desempleo y Ciclo Económico en la Argentina".
- Nro. 7 (Marzo, 2004). Monserrat Bustelo y Leonardo Lucchetti. "La Pobreza en Argentina: Perfil, Evolución y Determinantes Profundos (1996, 1998 Y 2001)".
- Nro. 6 (Febrero, 2004). Hernán Winkler. "Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina".
- Nro. 5 (Enero, 2004). Pablo Acosta y Leonardo Gasparini. "Capital Accumulation, Trade Liberalization and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina".
- Nro. 4 (Diciembre, 2003). Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini. "Tracing Out the Effects of Demographic Changes on the Income Distribution. The Case of Greater Buenos Aires".
- Nro. 3 (Noviembre, 2003). Martín Cicowicz. "Comercio y Desigualdad Salarial en Argentina: Un Enfoque de Equilibrio General Computado".

- Nro. 2 (Octubre, 2003). Leonardo Gasparini. "Income Inequality in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
  - Nro. 1 (Septiembre, 2003). Leonardo Gasparini. "Argentina's Distributional Failure: The Role of Integration and Public Policies".
-