

Una introducción a la dinámica de la pobreza en la Argentina

Jorge A. Paz ¹
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas (Conicet)

Resumen

Se presenta aquí un análisis de la pobreza en la Argentina entre los años 1998 y 2000, basado en los movimientos de los hogares y de las personas dentro y fuera de la pobreza.

Con observaciones de un panel corto diseñado con cuatro ondas de la Encuesta Permanente de Hogares, se examina el impacto de las tasas de entrada y de salida sobre el nivel de la pobreza, como así también en qué medida esas tasas están siendo afectadas por determinantes profundos tales como la educación del jefe o la cantidad de perceptores de ingresos en el hogar.

Códigos JEL: I32, C23 y C41.

¹ Juramento 333, Salta, A4400AFG, Argentina. E-mail: jap@cema.edu.ar. Tel: 54-387-4312382 o 4255543. Fax: 54-387-4255470. Agradezco la colaboración de Valeria Guil y Eugenio Martínez. También a Máximo Rossi, Juan Carlos Cid y Silvia Texidor. Los errores son míos y las omisiones también.

I-Introducción

La pobreza en la Argentina ha venido creciendo casi sin pausa desde mediados de la década de los noventa. El valor más bajo de la serie 1991-2001, es el de abril de 1994: 12% de hogares por debajo de la línea de pobreza. El valor más alto para el mismo período es el de abril de 2001 con un 24%². Por este motivo, la pobreza se ha convertido en los últimos tiempos en uno de los temas prioritarios de la política pública en la Argentina.

Si bien se reconoce la asociación entre este problema y las transformaciones que ha experimentado el mercado de trabajo, se han puesto recientemente en marcha programas de subsidios basados en lo que podría denominarse el *enfoque de las dotaciones*; esto es, definiendo el perfil de un pobre representativo y actuando sobre los hogares y/o las personas que responden a ese perfil. Este enfoque no tiene en cuenta otros aspectos del fenómeno que podrían ser útiles en el momento de definir las metas de una política social específica.

En primer lugar, se centra en los síntomas y no en los determinantes del fenómeno. Dice, por ejemplo, entre los hogares cuyos jefes tienen educación baja, se identifica una mayor proporción de pobres. Pero no dice nada acerca de por qué esto es así. ¿Es que son estos hogares más propensos a caer en la pobreza durante una recesión? O, en realidad estos hogares son siempre pobres y, durante las recesiones, la tasa de pobreza aumenta por que caen también los más educados.

En segundo lugar, y ligado a lo anterior, el *enfoque de las dotaciones* ignora el problema de la conversión de las capacidades en funcionamientos: ¿por qué un hogar encabezado por un jefe varón, con educación primaria completa, de 40 años de edad, ocupado, etc., tiene una probabilidad mayor de ser pobre en el Noroeste Argentino que en la Región Metropolitana, o dentro de una misma región, hoy que hace cinco años atrás?

En tercer lugar, esta manera de diseñar las políticas no tiene en cuenta que la pobreza es un proceso dinámico que si bien en un momento del tiempo afecta a un grupo de personas y no a otro, a lo largo del tiempo puede también afectar a una persona que en otro punto de su ciclo vital puede no haber sido pobre. Es decir, la lógica del enfoque no permite reconocer que hay hogares y/o personas más propensas a ser más persistentemente pobres que otras.

A pesar de lo anterior, no deja de ser útil conocer el perfil de los grupos afectados en el momento de diseñar una política pública de combate contra la pobreza. Pero aún así no deja de ser necesario definir no sólo quiénes son los pobres, sino por qué lo son; quiénes se hacen pobres y por qué; y quiénes dejan de serlo y por qué. El actuar sobre los hogares o las personas que responden a un perfil previamente delineado en un momento dado, implica suponer que todos los beneficiarios así caracterizados, seguirán siendo pobres cuando sean alcanzados por la asistencia pública.

Si embargo, como se verá aquí, tan sólo una porción del total permanece en un único estado con el paso del tiempo. Están quienes nunca son pobres a lo largo de su ciclo vital y los que lo son siempre. Pero entre esos casos polares se encuentran los que caen en la pobreza habiendo sido no pobres y los que escapan de ella. Las tasas de entrada, de salida y de permanencia dentro y fuera de la pobreza sólo pueden ser captadas por el seguimiento de los mismos hogares o de las mismas personas a lo largo de un período, y su importancia es opacada por los estudios que se concentran en el estado del fenómeno en un momento dado del tiempo.

El principal objetivo del presente trabajo es estimar los movimientos dentro y fuera de la pobreza en la Argentina y evaluar sus determinantes profundos. Nuestros datos permiten también conocer las características de los hogares y personas *persistentemente pobres* y de los hogares y personas *ocasionalmente pobres*. Los estudios anteriores sobre este tema advierten que entre los primeros, la baja probabilidad de salida y la alta probabilidad de entrada se refuerzan.

² El *head-count ratio* para personas de abril de 1994 fue de un 16%, también el más bajo de la serie que cubre el período 1991-2001, y el de abril de 2001 del 33%, el más alto de esa serie. Como se ve, el aumento en puntos porcentuales fue aún mayor que el registrado para los hogares. Todos estos datos son del Gran Buenos Aires, el aglomerado que concentra la mayor proporción de población de la Argentina.

Los datos en los que basamos el análisis provienen de un panel de la Encuesta Permanente de Hogares, que abarca las cuatro ondas del período 1998-2000. Si se observa la evolución de la pobreza entre esos años se tiene la impresión de que han ocurrido cambios poco relevantes. Pero si la atención se centra en los movimientos de hogares y personas dentro y fuera de la pobreza, podemos apreciar una gran movilidad tanto ascendente como descendente de tales unidades. Como lo plantean Stewart y Swaffield (1999) al referirse a la distribución de los ingresos, la estabilidad de una distribución como un todo no implica estabilidad para los individuos que la conforman.

La mayor parte de los estudios que siguen la línea de investigación explorada aquí proviene de Inglaterra (Capellari y Jenkins, 2002a y 2002b; Devicienti, 2000; Jarvis y Jenkins, 1999; Stewart y Swaffield, 1999) y están basados en la explotación de los datos del *British Household Panel Survey*. También hay aportes para los Estados Unidos (Stevens, 1999), Italia (Giraldo et al., 2002) y Paquistán (Baulch y MacCulloch, 1998).

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la sección II delineamos el marco conceptual y en la III se detallan la metodología y los datos usados para la contrastación empírica. En las secciones IV y V presentamos y comentamos los resultados obtenidos, mientras que en la VI listamos las principales conclusiones.

II- Marco conceptual

Como en muchos fenómenos del mundo natural o del mundo social, los *determinantes profundos* actúan sobre la pobreza a través de, o mediados por, ciertos desencadenantes también denominados *determinantes próximos*. Estos últimos se definen como aquéllos que preceden inmediatamente a la ocurrencia de un fenómeno y adquieren una importancia más que fundamental en los análisis dinámicos. Dicho de otra manera y aunque resulte una obviedad, para ser pobre es necesario entrar en la pobreza y, para dejar de serlo, salir o escapar de ella. En estos casos la "entrada" y la "permanencia" aparecen como los determinantes próximos de la pobreza.

Pero el análisis dinámico de los determinantes requiere contar con algún método de identificación y de agregación de las unidades de pobreza, ya sean éstas hogares o personas. El método de los ingresos corrientes es uno de los tantos disponibles. Se identifica como pobres a aquellos hogares (y a las personas que habitan en ellos) cuyos ingresos monetarios son inferiores a un cierto valor. Ese umbral está representado por una canasta de bienes y servicios indispensables para alcanzar un nivel de vida que, aunque mínimo, resulta adecuado desde un punto de vista biológico y social.

El *head-count ratio* aparece así como el indicador resumen más popular del nivel de pobreza de una comunidad y se obtiene sumando las unidades de análisis identificadas como pobres y dividiendo esta cifra por el total de unidades que componen la población bajo estudio. Normalmente este indicador se calcula con datos provenientes de una encuesta periódica y se refiere a una fecha determinada.

Resumiendo: denotemos con Π_t al total de hogares encuestados en una comunidad en el momento t . Supongamos ahora que de esos hogares una cantidad Π_{pt} fue identificada como pobre. El *head-count ratio* (H) para el momento t vendrá dado por la expresión siguiente:

$$H = \frac{\Pi_{pt}}{\Pi_t}. \quad [1]$$

Esta manera de proceder, aunque completamente legítima para ciertos propósitos, deja de lado el proceso dinámico que genera Π_{pt} y que resulta importante para la política pública.

Dicho proceso entre dos momentos del tiempo ($t-1$ y t) viene dado por:

$$\Pi_{pt} = \Pi_{p_{t-1}} + \Pi_{np} - \Pi_{pn}, \quad [2]$$

donde Π_{np} representa las personas que no eran pobres en $t-1$ y que pasaron a serlo en t , mientras que Π_{pn} las personas que siendo pobres en $t-1$, dejaron de serlo en t . Entonces, [2] nos dice que entre los

pobres en el momento t se tiene a los ya eran pobres en $t-1$ y que siguen siéndolo en t , más los que se hicieron pobres entre ambas fechas, menos los que dejaron de serlo.

Operando algebraicamente sobre [2] podemos obtener:

$$r = e - s. \quad [3]$$

donde r es la tasa de crecimiento del volumen de pobres entre $t-1$ y t , y que puede ser expresada como una función de las tasas de entrada (e) y salida (s) de la situación de pobreza.

La consideración de dos períodos ($t-1$ y t) y de dos estados, pobre (P) y no pobre (NP) hace posible describir la dinámica de la pobreza como se muestra en la Figura 1 (Todas las figuras se muestran en el Anexo de figuras y gráficos).

Llevado al lenguaje matricial, el sistema en el momento $t-1$ puede ser expresado como:

$$\begin{bmatrix} \Pi_{pp} & \Pi_{pn} \\ \Pi_{np} & \Pi_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pi_{p_{t-1}} \\ \Pi_{n_{t-1}} \end{bmatrix} \quad [4a]$$

Y en el momento t :

$$\begin{bmatrix} \Pi_{pp} & \Pi_{np} \\ \Pi_{pn} & \Pi_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pi_{p_t} \\ \Pi_{n_t} \end{bmatrix} \quad [4b]$$

Si consideramos que el total de hogares o personas no cambia con el paso del tiempo y que es igual a Π^* se verifica que:

$$\Pi_{p_{t-1}} + \Pi_{n_{t-1}} = \Pi^* = \Pi_{p_t} + \Pi_{n_t} \quad [5]$$

Si bien necesarias, estas consideraciones son aún insuficientes para nuestros propósitos. Si lo que deseamos es contar con un conjunto de probabilidades condicionales se deben convertir los flujos de personas indicados en las matrices de transición en tasas independientes del número de casos considerados. Esto se logra dividiendo cada elemento de la matriz por el total de hogares. Partiendo del supuesto de población estacionaria definido en [5], se puede escribir el sistema siguiente.

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{pp} & \lambda_{pn} \\ \lambda_{np} & \lambda_{nn} \end{bmatrix} \quad [6]$$

Λ se conoce como matriz de transición entre estados y sus elementos son probabilidades condicionales también llamadas probabilidades de transición. Estas probabilidades markovianas deben satisfacer las propiedades de no negatividad y la suma de las filas debe ser igual a la unidad.

La secuencia de estados posible cuando hay más de dos períodos, como el analizado en este trabajo, puede ser descrita mediante la Figura 2.

Por las razones que se hacen explícitas más abajo, esta manera de interpretar los hechos relacionados con la pobreza permite predecir lo siguiente:

$$H = H \begin{pmatrix} \lambda_{np}^+ & \lambda_{pn}^- \end{pmatrix}. \quad [7]$$

Es decir que la incidencia de la pobreza, medida por H , puede aumentar porque aumenta la tasa de entrada (que en un simple proceso de Markov de dos momentos es igual a λ_{np}) o porque disminuye la tasa de salida (λ_{pn}). Esta conclusión es análoga a la que obteníamos por la ecuación [3].

Hasta aquí lo que denominábamos determinantes próximos. Se sostiene no obstante que tanto e (λ_{np}) como s (λ_{pn}) son una función de un conjunto de variables que conforman el conjunto denominado determinantes profundos.

Las acciones "evitar la pobreza" para los hogares no pobres y "escapar de la pobreza" para los hogares pobres son consideradas aquí como *funcionamientos* en el sentido dado por Sen (1992) a este concepto. Se supondrá que el logro de estos funcionamientos depende del *conjunto de capacidades* del hogar.

Forman el *conjunto de capacidades* dos elementos interrelacionados: una *dotación de recursos* dada y los *títulos* que ellos otorgan. Estos últimos reflejan la denominada *capacidad de intercambio*, a la vez que permite abordar el importante tema de la *conversión* de capacidades en funcionamientos. Ejemplo: la educación del jefe es un elemento del conjunto de capacidades del hogar. A su vez, este elemento puede ser evaluado como *dotación* (años de escolaridad formal del jefe) y como *título* (rentabilidad de la educación).

Si la probabilidad de escapar de la pobreza (ya sea no entrando o saliendo de ella) depende del conjunto de capacidades del hogar, entonces las diferencias en dicha probabilidad entre los hogares expresan diferencias entre sus conjuntos de capacidades, ya sean estas observables o no.

De la afirmación anterior pueden derivarse dos consecuencias:

- (a) Dados dos hogares, el que cuente con una dotación de recursos mayor tendrá mayor probabilidad de escapar de la pobreza que el que cuente con una dotación de recursos menor.
- (b) Dados dos hogares con igual dotación de recursos, el que cuente con una mayor capacidad de intercambio tendrá mayor probabilidad de escapar de la pobreza que el que cuente con una menor capacidad.

Es posible ahora incorporar al análisis las diferencias observadas en los niveles de pobreza entre dos o más fechas y/o entre dos o más unidades espaciales (países, regiones, etc.) en un momento del tiempo.

Por ejemplo, el aumento de la pobreza entre dos o más fechas (o la disminución de la probabilidad de escapar de la pobreza) puede ser entendido por una disminución de las dotaciones del hogar tipo; por una devaluación de los títulos o derechos a los que esas capacidades permiten acceder (alteración de la capacidad de intercambio); o por una combinación de ambos.

Surgen de esta manera algunas preguntas importantes que ayudan a modelar la evolución de la pobreza entre dos (o más) fechas: ¿un diploma de estudios secundarios tiene en el año "1" idéntico poder que en el año "0" para ayudar al hogar "i" a escapar de la pobreza? ¿el hogar "i" tiene en el año "1" una proporción mayor de empleo precario que en el año "0" y por ello menor probabilidad de escapar de la pobreza?

De la misma manera se pueden pensar las diferencias en los niveles de pobreza entre dos o más unidades espaciales. Dada dos regiones "A" y "B" y siendo "A" más pobre que "B", es probable encontrar que el hogar tipo de la región "A" tenga una dotación de recursos menor que el de la región "B"; o bien que a igualdad de dotaciones de recursos entre "A" y "B" la capacidad de intercambio sea en "A" menor que en "B".

Nótese que la interpretación más intuitiva y corriente sobre las diferencias en los niveles de pobreza entre dos o más regiones, centra la atención en lo que aquí se denomina diferencias en *dotaciones de recursos* de los hogares. Así es bastante común encontrar que se plantea el problema de la pobreza asociado a ciertas características de las poblaciones: bajo nivel educativo, alta fecundidad, edad relativamente baja de los jefes de hogar, etc. El enfoque de las capacidades adoptado aquí agrega a estos posibles factores de riesgo, la capacidad de conversión de los recursos disponibles en funcionamientos tales como *poder escapar de la pobreza*.

Nosotros suponemos que existe un conjunto de variables que conforman una matriz \mathbf{X} y que actúan sobre las tasas de entrada y de salida de la pobreza. Esta matriz define la dotación de recursos con que cuenta todo hogar para procurarse la satisfacción de sus necesidades. Para un hogar no pobre, estas dotaciones son las que protegen de una posible caída y para los hogares pobres los elementos con que cuenta para poder salir de esa situación. Téngase en cuenta también que \mathbf{X} es usada por los *policy-makers* para definir perfiles y para diseñar acciones de combate contra la pobreza.

III- Datos y metodología

En este trabajo se usan datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) y se construye un panel con las ondas de octubre de 1998 (O/98), mayo y octubre de 1999 (M/99 y O/99) y mayo de 2000 (M/00). Este es el panel más largo posible de diseñar por el sistema de rotación por cuartos de la EPH. En cada onda (mayo y octubre) se renueva el 25% de la muestra original, lo cual implica que entre dos ondas consecutivas se puede seguir al 75% de los individuos incluidos en el momento inicial. Es por ello que un panel final de cuatro ondas representa sólo el 25% de la muestra total.

Para construir el panel de observaciones sobre la base de los archivos de las cuatro ondas se utilizaron las variables que identifican el aglomerado urbano, el hogar y el número de componente. Sin embargo, en el proceso de *matching* hay ciertos problemas que es necesario mencionar. El principal tiene que ver con el desgranamiento o atrición. Sin desgranamiento, de los 26.810 hogares entrevistados en el momento inicial (O/98), se podría seguir la trayectoria de 6.702 hogares hasta el momento final (M/00). Pero como puede verse en la Tabla 1 (Anexo de Tablas), sólo fue posible emparejar datos de 3.571 hogares, el 13% de la muestra original del 25% teóricamente factible.

El desgranamiento se produce por mudanzas de hogares, salidas de individuos por diversos motivos, rechazos y no respuestas, etc. Por otra parte, para asegurar que los datos emparejados se refieran siempre al mismo hogar se aplicó en este estudio una mínima pauta de consistencia verificando el sexo y la edad de sus componentes a través de las sucesivas ondas. Además, se eliminaron de la muestra a todos aquellos hogares sin respuesta de ingresos o con respuesta parcial en alguna de las cuatro ondas. La submuestra final resultó de 2.718 hogares y 9.110 personas.

El desgranamiento aludido que evidencia éste, como cualquier otro panel, no constituiría un problema si los que abandonan la muestra sin que les corresponda la rotación, tuvieran en promedio las mismas características de los que permanecen. Este tema no ha sido abordado aquí, aunque parece tener cierta relevancia en los estudios que sí lo hicieron³.

Otras dos limitaciones no menos importantes son:

a) en primer lugar, el panel no corresponde a los hogares observados de manera continua sino que se construye a partir de cuatro "fotos" de la historia de las personas incluidas en él. Esto conduce a subestimar los cambios efectivamente ocurridos en el período que media entre dos ondas consecutivas. En dicho período los individuos pudieron haber realizado dos o más transiciones que se compensaran —por ejemplo, desde la pobreza a la no-pobreza y viceversa—, en cuyo caso no son captadas aquí.

b) por otra parte, tal como lo afirma Devicienti (2000), el trabajar con paneles cortos limita seriamente la captación de episodios repetidos y es probable que la persistencia en la pobreza sea calculada de manera inexacta. Este último problema es imposible de solucionar con los datos con que se cuenta en la Argentina.

A- Medidas que resumen la dinámica

Como ya se dijo antes, la pobreza es medida por el método de los ingresos corrientes: los personas y/o los hogares son clasificados por su capacidad para satisfacer, mediante la compra de bienes y servicios, un conjunto de necesidades alimentarias y no alimentarias esenciales. Se incorporan también algunas consideraciones derivadas del cálculo de la indigencia, la que sólo tiene en cuenta el componente alimentario de la canasta.

Los ingresos familiares se calculan sumando los ingresos individuales de todas las fuentes. Su valor corresponde al mes anterior al relevamiento de la EPH, por ello en muchas ocasiones nos referiremos a abril o setiembre cuando examinemos los datos de las ondas de mayo y octubre, respectivamente.

Para diferenciar valores de las líneas de pobreza regionales se ha usado la denominada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) *Metodología de Transición* (INDEC, 2002). Esto es, se ajustan la canasta básica de alimentos y la línea de pobreza usadas en el Gran Buenos Aires, con los

³ Por ejemplo Capelari y Jenkins (2002a).

coeficientes por región de Paridad de Precios de Compra del Consumidor. Estos coeficientes se elaboran sobre la base de precios de las jurisdicciones provinciales. Las líneas de pobreza usadas se informan en la Tabla 2.

Una tarea necesaria para el análisis dinámico es expresar el *head-count ratio* en términos de probabilidades de transición. Para que exista un equilibrio de estado estacionario se debe cumplir que $\Pi_{pn} = \Pi_{np}$, lo que en términos de probabilidades de transición equivale a $\lambda_{pn}\Pi_p = \lambda_{np}\Pi_n$. Por su parte, la definición [1] puede escribirse como $1/[1+ (\Pi_n / \Pi_p)]$. Con estos elementos se obtiene:

$$H^* = \frac{1}{1+ (\lambda_{pn}/\lambda_{np})}. \quad [8]$$

Donde H^* estaría simbolizando el *head-count ratio* de estado estacionario.

Esta simple ecuación permite formarse una idea acerca de la interconexión entre las probabilidades de transición hacia y desde la pobreza y una medida resumen como el *head-count ratio*. En el Gráfico 1 se muestra la relación para un conjunto de valores de la razón $\lambda_{pn}/\lambda_{np}$. Así, por ejemplo un H de 0,33, es compatible con una razón de probabilidades igual a 2: dos individuos que salen de la pobreza por cada uno que entra.

Esto en cuanto al análisis descriptivo. El examen de los determinantes profundos se realiza por dos vías: a) primero, con un modelo semi-dinámico basado en dos regresiones de estado, al cual se le incorporan variables explicativas de las situaciones previas a la medición correspondiente; b) luego, mediante un modelo de los comúnmente usados para datos de duración. A continuación se exponen las características básicas de estos modelos.

B- Regresiones de estado

Las dos regresiones de estado responden a las siguientes especificaciones:

$$z_{it} = \mathbf{X}\Theta + \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} H_{it-j}. \quad [9a]$$

$$z_{it} = \mathbf{X}\Theta + \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} N_{ij}. \quad [9b]$$

El subíndice i se refiere a la unidad de observación (hogar o persona) y t a la fecha para la cual se está realizando la estimación: en este caso, A/00. El lado izquierdo está expresado en estado latente y representa la probabilidad de un hogar de ser pobre-no pobre. La dicotomización de esta variable latente permite definir el modelo a estimar.

\mathbf{X} es una matriz que contiene los k determinantes exógenos del estado de pobreza. Estos determinantes son los mismos en ambas ecuaciones y son también los que conforman las covariables en el análisis de duración. En [9a], las variables H_{it-j} representan los estados del hogar o de la persona en los momentos previos (tres en total) a la fecha para la cual se estiman los parámetros de la regresión. En [9b], las variables N_{ij} representan el número de ondas (definidas por tres *dummies*) que el hogar o la persona ha estado en la pobreza.

Los parámetros Θ y β se estiman por máxima verosimilitud mediante una especificación probit.

C- Regresiones para los movimientos

Si cambiamos el enfoque y en lugar de concentrarnos en la dicotomía de estado pobre-no pobre, pensamos el problema en función de entradas y salidas a y desde el estado correspondiente, la variable dependiente pasa a ser una tasa de riesgo que podemos denotar con h_t . Esta tasa es una estimación para un momento particular de la ocurrencia de un fenómeno por unidad de tiempo, dado que la unidad bajo observación ha sobrevivido hasta ese preciso momento.

Cuando la variable dependiente es una tasa (ya sea de salida o de entrada) los modelos de elección binaria como los del apartado B, pueden generar resultados sesgados. Es por ello necesario definir el modelo de regresión usado para evaluar los determinantes de las tasas de movimientos dentro y fuera de la pobreza. Éste puede ser escrito como⁴:

$$h_t = h_{0t} e^{XB} . \quad [10]$$

donde h_t es la tasa de riesgo, h_{0t} es la función base de riesgo, \mathbf{X} la matriz que contiene las k covariables incorporadas en el estudio y \mathbf{B} un vector con los coeficientes a estimar. La principal ventaja de este modelo frente a sus alternativas paramétricas (exponencial, Weibull, Gompertz, etc.) es que no impone una forma específica a la función base de riesgo.

Las covariables seleccionadas para el análisis de los determinantes profundos de la pobreza fueron las relacionadas con: i) el jefe de hogar: educación, edad, sexo, situación ocupacional; ii) el hogar propiamente dicho: número de perceptores de ingreso y región de residencia.

A diferencia de las regresiones de estado para las cuales el valor de las variables explicativas fue siempre el de A/00, el valor de cada covariable en este caso, corresponde a la fecha de ocurrencia del fenómeno analizado: ya sea la entrada o la salida.

IV- Análisis descriptivo

A- Evolución de la pobreza en la Argentina: 1992-2001

La evolución de la pobreza en la Argentina entre 1992 y 2001 se resume en la Tabla 3. Se muestra allí la proporción de hogares y de personas por debajo de las líneas de pobreza y de indigencia, para cada una de las ondas de las que se dispone de información.

Entre las dos puntas, 1992 y 2001, la pobreza de los hogares aumentó en 6 puntos porcentuales (pp) y la indigencia en 5. Para las personas este aumento fue mayor: 10 pp para la pobreza y 9 pp para la indigencia. En términos de los valores de partida, la indigencia aumentó con mayor celeridad que la pobreza, tanto si se miran hogares como personas.

La información para el país en su conjunto no hace posible seguir año por año u onda por onda la evolución de estos indicadores. Sólo se dispone de información continua a partir de mayo de 1997 (M/97), con lo cual perdemos de vista la interesante mudanza de estos indicadores para cada punto de la década de los noventa. Por ello, completamos esta primera visión con datos de pobreza en hogares y personas del Gran Buenos Aires, para todo el decenio (Gráfico 2).

Los derroteros de la pobreza y de la indigencia permiten diferenciar claramente subperíodos dentro del período. Por ejemplo, la pobreza disminuyó entre 1991-1994 y entre 1996-1998; y aumentó entre 1994-1996 y entre 1998-2001. Uno de los hechos más interesantes que se aprecian es la ampliación de la brecha entre hogares y personas en las fases de aumento de la tasa. La brecha en sí sugiere que los hogares pobres tienen un tamaño superior a los no pobres, con lo cual el número de personas afectadas es mayor en porcentaje, que el número de hogares.

El ensanchamiento de la brecha también se observa en los datos disponibles para todo el país (Tabla 3). Además, puede verse que no sólo aumentó más la indigencia que la pobreza sino que la diferencia entre personas y hogares se amplía más para el primer fenómeno que para el último.

Aparecen de esta manera varias preguntas, algunas de las cuales podrán ser contestadas con el análisis que sigue: ¿qué factores están por detrás de los cambios de la brecha de pobreza entre hogares y personas cuando se modifican los niveles de pobreza?; ¿qué papel juega la experiencia pasada de los hogares en la determinación de tales niveles?; ¿en qué medida las dotaciones de los hogares impactan sobre las probabilidades de movimiento de los hogares dentro y fuera de la pobreza?

⁴ Sobre las características de estos modelos existe ya importante literatura econométrica. Las contribuciones analizadas para este trabajo fueron básicamente Keifer (1988), Neumann (1997) y Steimberg (1997).

B- Matrices de transición entre dos ondas consecutivas

Una primera aproximación al análisis dinámico se logra con las matrices de transición entre estados que aparecen en las tablas 4a y 4b. En ambas, las tres primeras matrices muestran las tasas de transición por pares de años consecutivos; la última, la transición total del período: setiembre de 1998 (S/98)-abril de 2000 (A/00).

Mediante la lectura de las matrices podemos formarnos una idea de las probabilidades condicionales. Por ejemplo haciendo $y_{it} = 1$ cuando el ingreso del i -ésimo hogar está por debajo de la línea de pobreza en la onda t , y $y_{it} = 0$ en otro caso, se puede obtener:

$$P(y_{it} = 1 | y_{t-1} = 0) \cong 0,12. \quad [11a]$$

$$P(y_{it} = 1 | y_{t-1} = 1) \cong 0,73, \quad [11b]$$

para los hogares de la Argentina entre S/98 y A/00; y

$$P(y_{it} = 1 | y_{t-1} = 0) \cong 0,14. \quad [12a]$$

$$P(y_{it} = 1 | y_{t-1} = 1) \cong 0,77, \quad [12b]$$

para las personas entre las mismas fechas.

Es decir que de cada 100 hogares que no eran pobres en S/98, 12 pasaron a serlo en A/00; mientras que de cada 100 hogares pobres en S/98, sólo 27 lograron superar el umbral, o, lo que es lo mismo, 73 permanecieron en la misma condición en A/00.

Si bien esta evidencia habla de cierta persistencia de la pobreza no nos dice aún nada acerca de los procesos que la generan. Estas situaciones pueden deberse a la heterogeneidad propia de los hogares respecto a características o dotaciones sean o no observables, que aumentan la probabilidad de ser pobres, o a la persistencia en el tiempo de dichas características.

Las matrices de transición permiten también el cálculo de otros indicadores importantes mencionados en la sección metodológica. Entre ellos, se muestran en la Tabla 5 el *head-count ratio* de estado estacionario (H^*), las tasas de entrada a la pobreza (e), las tasas de salida (s), el porcentaje de personas que se mueven dentro y fuera de la pobreza (M) y la razón de probabilidades ($R = s/e$).

Con estos indicadores es posible evaluar, por ejemplo, la relación entre la intensidad de los movimientos y el *head-count ratio* de estado estacionario. Entre S/98 y A/99 y entre A/99 y S/99, se produjo una importante caída en H^* . Entre esas dos fechas cayó la tasa de entrada y aumentó la de salida. Por su parte el aumento entre A/99 y S/99 y S/99 y A/00 se corresponde con un aumento de la tasa de entrada y con una caída fuerte de la tasa de salida. Estas relaciones permiten formarse una idea acerca de la sensibilidad de H^* ante esos cambios en los flujos relativos.

Otra conclusión importante se refiere a los determinantes próximos de la brecha de pobreza entre hogares y personas ya mencionada en el apartado anterior. Puede verse aquí que las diferencias entre las tasas de pobreza de hogares y personas se explica porque la tasa de entrada de los primeros es menor y la tasa de salida mayor que la de los segundos.

Si bien el análisis precedente permite enlazar las tasas de entrada y salida con el valor de H^* , resulta incompleto desde el punto de vista de la repetición de episodios que podrían haberse dado en el intermedio. Por ejemplo, las situaciones marcadas en [11b] y [12b] son compatibles con secuencias de ingresos del tipo "1xx1", donde x puede ser tanto 0 como 1. Una descripción completa de tales secuencias compatibles puede lograrse con los datos disponibles.

C- Secuencia de ingresos y número de ondas en la pobreza

A diferencia del análisis estático, en el dinámico podemos caracterizar los hogares y las personas según hayan o no experimentado un episodio de pobreza en un período determinado. En la Tabla 6 se muestran todas las situaciones que se pueden captar con los datos del panel analizado en este trabajo.

Como ya se hizo antes, hemos denotado con un "0" al hogar o a la persona cuyos ingresos fueron iguales o mayores al valor de la línea de pobreza en una de las cuatro ondas examinadas, y con un "1" al hogar o la persona identificada como pobre en esa fecha. Un primer examen de la tabla permite realizar la tipología siguiente:

a) *Quienes nunca experimentaron un episodio de pobreza* (0000: secuencia 1). En esta situación se ubican el 57,4% de los hogares y 48,6% de las personas. Los 8,8 pp de diferencia muestran que estos hogares son menos numerosos que aquéllos que al menos una vez fueron pobres en los dos años cubiertos por el panel.

Entre estos últimos encontramos a su vez los siguientes casos:

b) *Quienes nunca salieron de la pobreza* (1111: secuencia 16). Estos hogares y/o personas comenzaron y terminaron siendo pobres sin haber logrado nunca salir. Son los que podríamos denominar *pobres persistentes* o *pobres estructurales* y constituyen el 14,2% de los hogares y 20,9% de las personas. La diferencia de 6,7 pp muestra que los hogares de este tipo es más numerosos que los nunca pobres.

c) *Quienes entraron y no volvieron a salir de la pobreza* (0xx1: secuencias 2, 4 y 8). Comenzaron siendo no pobres, entraron en la pobreza y no salieron hasta el final. Nótese que se incluyen aquí los casos que entraron en la última onda no habiendo sido pobres antes (0001). Desde el punto de vista del análisis de la *salida de la pobreza* esto constituye un ejemplo de censura hacia la derecha, pues nos es imposible saber si el hogar (o la persona) salió en momentos subsiguientes.

d) *Quienes comenzaron siendo pobres, salieron y no volvieron a entrar en la pobreza* (10x0: secuencias 9, 13 y 15). Desde el punto de vista del análisis de la *entrada de la pobreza* esto constituye un ejemplo de censura hacia la derecha, pues nos es imposible saber si el hogar (o la persona) entró en momentos subsiguientes.

e) *Quienes fueron pobres en algún momento* (secuencias 3, 5, 6, 7, 10, 11, 12 y 14). Estos son los intermitentes o reincidentes que permiten definir el grupo de los *pobres ocasionales* y diferenciarlos de los que nunca salieron llamados también pobres persistentes.

Concentrando la atención en el momento de partida y en el momento de llegada al panel, se pueden distinguir las situaciones descritas en la Tabla 7. Esta es una manera un tanto diferente de localizar la ocasionalidad o la persistencia de la pobreza, pues ignora los movimientos en los puntos intermedios. Tiene la ventaja de estimar, con no demasiada exactitud, la movilidad de los hogares y de las personas a lo largo del par de años cubiertos por el estudio.

También resulta interesante observar el número de ondas en la pobreza de cada hogar o persona. En la Tabla 8 se clasifica a las unidades según las veces, o el número de ondas, que aparecieron clasificadas como pobres.

Se observa en la tabla que 43 de cada 100 hogares experimentaron al menos una vez en los dos años analizados, un episodio de pobreza. Este valor es muy diferente al 27%, mediana de hogares pobres que arrojó la EPH en los años 1998-2000 (ver Tabla 3). Para las personas, se ve que 51,4% fueron alguna vez pobres, frente al 36% que informa el INDEC con datos de la EPH entre O/98 y M/00 (ver Tabla 3). La menor frecuencia está situada en los hogares y las personas que estuvieron dos ondas en la pobreza. Hasta las dos ondas, los porcentajes de hogares y personas disminuyen y a partir de allí aumentan.

Un análisis similar al anterior puede hacerse con la indigencia. Un 14,8% de los hogares experimentaron al menos una vez en los dos años analizados, un episodio de indigencia. Este valor contrasta con el 7% promedio de hogares pobres que arrojó la EPH en los años 1998-2000. Por su parte el 19,2% de las personas fueron al menos una vez indigentes, frente al valor del 10% que informa el INDEC con datos de la EPH entre O/98 y M/00. A diferencia de la pobreza, esta distribución muestra un comportamiento siempre declinante. El porcentaje de personas con una mayor duración en la indigencia disminuye monótonamente.

E- El efecto umbral

En las tablas 9a y 9b (y gráficos 3a y 3b), se replica el análisis de la Tabla 8, pero tomando en cuenta ahora 5 líneas de pobreza alternativas. Una es la usada hasta este momento y las otras, transformaciones algebraicas a valores al 50% y 25% por debajo y al 25 y 50% por encima del valor de esa línea. Aquélla que se encuentra un 50% por debajo se aproxima al valor de la línea de indigencia o valor de la canasta básica de alimentos.

Se puede ver en esas tablas por un lado, un resultado mecánico, poco sorprendente, del aumento en el valor de la línea de pobreza: se encuentran cada vez menos unidades (hogares y personas) no-pobres. Pero se aprecia otro efecto cuya importancia económica es clara: a medida que se aumenta el valor del umbral, cada vez más personas pasan a ser no sólo pobres, sino más persistentemente pobres. Esto es lo que llamamos aquí se llama *efecto umbral*.

Para cuantificar este efecto puede calcularse la diferencia entre los umbrales extremos (0,5 y 1,5) en el porcentaje de hogares y personas, según el número de ondas en la pobreza. El resultado de ese cálculo nos dice que el porcentaje de hogares y personas que no experimentaron ningún episodio de pobreza cae en 40,5 pp para los hogares y 43,9 pp, para las personas. Por su parte, el porcentaje hogares y personas que experimentaron 4 episodios, aumenta en 27,6 pp y 35,9 pp, respectivamente. Dado que la variación total es cero (pues la suma es del 100%) se ve que los movimientos se resuelven entre las puntas: el aumento de quienes fueron siempre pobres se produce a expensas de la reducción de los que no lo fueron nunca (persistencia mayor). Este *efecto umbral* puede ser expresado también en términos de una paradoja: los pobres menos pobres son más persistentemente pobres.

V- Análisis de los determinantes

A- Una prueba provisoria de dependencia de estado

La primera parte de nuestro análisis consiste en evaluar los resultados de las *regresiones de estado* de la pobreza para el corte transversal A/00, la última onda constitutiva del panel examinado. Se eligió esta onda y no otra porque el interés principal aquí consiste en realizar una prueba de la dependencia entre la pobreza actual y los estados previos. Esta prueba no es completa pues no se realizó ningún esfuerzo por controlar la heterogeneidad inobservable que podría estar afectando dicha dependencia de estado.

Con las evidencias que se presentan a continuación pretendemos evaluar: i) cuán importante es para explicar la pobreza actual, el que el hogar (o la persona) haya sido pobre antes (Tabla 10a); ii) el efecto que la reincidencia en la pobreza tiene sobre la probabilidad de ser pobre después (Tabla 10c).

Como puede verse en las tablas mencionadas, los signos de los coeficientes estimados son los esperados de acuerdo tanto a la intuición como a los estudios anteriores. En síntesis, la desocupación del jefe aumenta la probabilidad que tiene un hogar de ser pobre. La disminuyen, la mayor educación y edad del jefe y la mayor cantidad de perceptores de ingresos en el hogar. Carecen de importancia para explicar la probabilidad de ser pobres el género y la inactividad económica del jefe y la región de residencia del hogar.

Los coeficientes de las variables rezagadas de la Tabla 10a permiten contar una interesante historia. El que el hogar (o la persona) haya sido pobre antes aumenta significativamente la probabilidad de ser pobre hoy. Pero el impacto mayor lo ejerce el haber sido pobre en el momento inmediatamente precedente. Esta es una estimación de persistencia, pero bajo la condición de que el hogar o la persona no hayan sido pobres en dos ondas de las tres ondas anteriores en un panel de cuatro como el examinado aquí. Dicho de otra manera, esto estaría mostrando la probabilidad que tiene un hogar o una persona de reproducir un episodio luego de la primera entrada.

La Tabla 10b muestra los cálculos de la probabilidad de ser pobre de hogares y personas haciendo variar sólo la onda en la que el hogar o persona experimentó un episodio de pobreza y asumiendo que la unidad representativa responde a las medias muestrales.

Así por ejemplo, una persona que fue pobre en S/99, tiene una probabilidad del 33,9% de seguir siendo pobre seis meses después, frente a un 6,7% de un individuo idéntico en todo, pero que no fue pobre en ninguna de las tres fechas anteriores a A/00.

La Tabla 10c muestra otros resultados no menos interesantes que los anteriores. Se evalúa allí el efecto que sobre la probabilidad de ser pobre en un momento dado ejerce la reincidencia en la pobreza. Se encuentra así que dicha probabilidad es una función creciente del número de ondas previas en estado de pobreza, permaneciendo todo lo demás constante. Esto último puede ser tomado, aunque con cierta cautela, como una evidencia provisoria de dependencia de estado⁵. La Tabla 10d muestra las probabilidades calculadas a partir de las regresiones.

Se observa entonces que una persona que estuvo tres veces en la pobreza tiene un 86,4% de probabilidad de permanecer en ese estado en la medición siguiente. Frente al 5% de una persona idéntica en todo pero que nunca antes de A/00 experimentó un episodio de pobreza.

B- Los determinantes profundos y el análisis dinámico

En este apartado se tratará de conocer cómo los factores que subyacen (determinantes profundos) a las tasas de entrada y de salida (determinantes próximos) ejercen influencia sobre ellas.

Para calcular el impacto de diferentes variables explicativas (covariables en este contexto) sobre las probabilidades de movimientos hacia y desde la pobreza, se usó un modelo de riesgos proporcionales de acuerdo a la especificación de Cox (1972).

Los coeficientes estimados para las ecuaciones de entrada y de salida presentan los signos esperados. La mayor edad y educación del jefe, a partir del doceavo año de escolaridad formal, y la mayor cantidad de perceptores de ingresos en el hogar, tienden a aumentar significativamente la probabilidad de un hogar pobre de escapar de la pobreza. Reducen tal probabilidad la desocupación del jefe y que el hogar se encuentre localizado en el NEA y en el NOA. En rasgos generales, estos resultados coinciden con los obtenidos en las regresiones de estado.

Llama la atención sin embargo la escasa o nula significación estadística de los coeficientes de algunas covariables. Primero, si bien la educación del jefe aumenta la probabilidad que tiene un hogar pobre de escapar de la pobreza en períodos subsiguientes —y lo hace a una tasa creciente—, los hogares regidos por jefes con educación baja (entre 7 y 11 años de escolaridad formal) no registran una probabilidad diferente de salir de la pobreza de la de los hogares regidos por jefes no educados (entre 0 y 6 años de escolaridad formal).

Segundo, el género del jefe tampoco es importante para explicar la probabilidad de salida ni de los hogares ni de las personas que residen en ellos. Tercero, la inactividad económica del jefe no genera probabilidades significativamente diferentes de las que se obtienen cuando el jefe está activo y desempeñándose en una ocupación remunerada. Tampoco tiene influencia sobre la tasa de salida el que el hogar cuente con cuatro o más perceptores de ingresos ni que esté situado en las regiones Cuyo, Pampeana o Patagónica. Estos últimos resultados deben tomarse con cautela pues muestran cierta sensibilidad al cambio de las unidades de análisis.

Justamente, cuando en lugar de hogares consideramos a las personas atrapadas en una situación de pobreza, la desocupación del jefe de hogar aparece reduciendo significativamente las chances de escapar de la pobreza. Esto sugiere que los hogares regidos por jefes desocupados son más numerosos que aquellos cuyo jefe cuenta con una ocupación remunerada y que por lo tanto, los ingresos bajos o nulos que implican una situación de desempleo, afectan a una proporción mayor de personas que de hogares.

Algo similar a lo anterior se aprecia cuando se analiza el impacto que el número de perceptores de ingreso provoca sobre la tasa de salida de la pobreza. Cuando la unidad de análisis es el hogar, la adición de un perceptor aumenta significativamente la probabilidad de escapar de la pobreza. A partir de allí, el perceptor marginal aumenta dicha probabilidad pero de manera menos que proporcional. La

⁵ Provisoria porque, como se dijo antes, no está controlada aquí la heterogeneidad no observada.

adición del cuarto o quinto perceptor sin embargo, ya no afecta las chances del hogar de superar el umbral de pobreza, pero resulta altamente significativo para sacar personas de la situación de pobreza.

En suma, el cambio en la unidad de análisis de hogares a personas genera algunas conclusiones un tanto diferentes, pero no en cuanto al signo de los coeficientes, sino a su significatividad estadística.

Las regresiones estimadas para explicar las probabilidades de entrada de los hogares a una situación de pobreza muestran que la mayor edad y educación del jefe y la mayor cantidad de perceptores de ingreso en el hogar, reducen significativamente la probabilidad que tiene un hogar no pobre de entrar en la pobreza.

Cabe destacar que para los niveles de escolaridad mayores a 11 años, los efectos de la menor probabilidad de entrada y de la mayor probabilidad de salida se refuerzan, mientras que los niveles más bajos de escolaridad (concretamente entre 7 y 11 años) sólo operan disminuyendo la probabilidad de entrada pero no aumentan la probabilidad de salida de los que ya entraron en esa situación. También se refuerzan la edad del jefe y la mayor cantidad de perceptores de ingreso en el hogar.

Por su parte aumentan la probabilidad de entrada la desocupación del jefe y la residencia ya sea en el NOA, en el NEA o en Cuyo. Obsérvese que la desocupación del jefe y la residencia del hogar en las regiones NOA y NEA ejercen un efecto conjunto, disminuyendo la probabilidad de salida y aumentando la de entrada.

Por último, en las regresiones cuyas unidades de análisis son personas, se obtienen resultados similares a los encontrados cuando se examinan los hogares. El único cambio que vale la pena mencionar es el que concierne al género del jefe de hogar. Se aprecia que las personas que residen en hogares regidos por un jefe varón tienen una probabilidad de entrar en la pobreza significativamente menor que los que residen en hogares encabezados por mujeres. La explicación de este fenómeno puede tener que ver con los cambios en el ingreso que devienen como consecuencia de disolución de la pareja (Jarvis y Jenkins, 1999) o con diferencias de ingresos entre géneros en el mercado de trabajo.

C- Análisis de robustez y sensibilidad

En este apartado evaluamos la robustez y la sensibilidad de los resultados obtenidos hasta ahora. El ejercicio es simple: se modifica el valor de la línea de pobreza considerando los umbrales definidos en el apartado E de la sección anterior. Luego se clasifican los hogares y las personas según hayan salido de la pobreza o entrado en ella, y se calcula la duración del período dentro o fuera de la pobreza, respectivamente. Por último, se estiman los parámetros de las regresiones de Cox para cada uno de los umbrales de pobreza previamente definidos. Los resultados aparecen en las tablas 12a, 12b, 12c y 12d.

Entre ellos, se destacan por su robustez: i) la reducción de la probabilidad de entrada a mayor educación del jefe, ii) la disminución de la probabilidad de entrada y el aumento de la salida, conforme aumenta la edad del jefe; iii) el aumento de la entrada y la reducción de la salida, para los jefes desocupados. Estos últimos conforman un grupo particularmente vulnerable: la alta probabilidad de entrada se ve en ellos reforzada por la baja probabilidad de salida.

Que el jefe de hogar sea varón no tiene efecto alguno sobre la probabilidad de salida de los hogares, pero aparece disminuyendo la probabilidad de entrada para los umbrales más bajos y aumentando la probabilidad de entrada para niveles muy altos del umbral (1,5LP). Un resultado igualmente interesante se logra mirando las probabilidades de entrada y salida de las personas. Que el jefe sea varón aumenta la probabilidad de las personas de salir de la pobreza para los umbrales más altos. En los niveles bajos, al igual que los hogares, el género del jefe no tiene relevancia para explicar los movimientos dentro y fuera de la pobreza.

El número de perceptores de ingreso en el hogar genera resultados robustos para la tasa de entrada. Cualquiera sea el umbral de pobreza considerado, un mayor número de perceptores reduce sistemáticamente la probabilidad de entrada. En cambio para las tasas de salida, el mayor número de perceptores a partir del cuarto, se convierte en un factor importante para el umbral más alto de los cinco.

VI- Conclusiones

Entre 1992 y 2001, la pobreza de los hogares aumentó en 6 puntos porcentuales (pp) y la indigencia en 4 pp. Para las personas este aumento fue mayor: 10 pp para la pobreza y 7 pp para la indigencia. En términos de los valores de partida, la indigencia aumentó con mayor celeridad que la pobreza, tanto si se miran hogares como personas.

En los períodos de mayor aumento de la pobreza, la brecha entre hogares y personas se amplía. El análisis dinámico muestra que eso podría explicarse porque los hogares que se hacen pobres son mayores en tamaño, mientras los que salen de la pobreza son menos numerosos que los que permanecen en esa condición por más tiempo.

Nuestro análisis permitió estimar el porcentaje de los hogares y de las personas que podrían considerarse *pobres persistentes* o *pobres estructurales*. Éstos fueron definidos como todos aquellos que comenzaron y terminaron siendo pobres sin haber logrado nunca salir de esa situación durante el período de observación. Estos representan:

- a) El 14,2% del total de hogares de la muestra y el 50% de los alguna vez pobres; y
- b) el 20,9% del total de personas de la muestra, o el 68,4% de las personas alguna vez pobres en los dos años cubiertos por el panel.

Aproximadamente 43 de cada 100 hogares experimentaron al menos una vez en dos años, un episodio de pobreza. Este valor es diferente al 27% promedio de hogares pobres que arrojó la EPH en los años 1998-2000.

Cuando en lugar de sólo una línea e pobreza se toman cinco alternativas se ve, por un lado, un resultado mecánico, poco sorprendente: al aumentar el valor de la línea de pobreza hay menos hogares y menos personas no-pobres. Pero, por otro lado, se aprecia otro efecto cuya importancia económica es clara: a medida que se aumenta el valor del umbral, cada vez más personas pasan a ser no sólo pobres, sino más persistentemente pobres. Esto es lo que llamamos aquí se llamó *efecto umbral*.

Se realizó una prueba de dependencia de estado, controlando sólo la heterogeneidad observada. Se encontró que la probabilidad de ser pobre en una fecha dada está fuerte y positivamente relacionada con que el hogar haya sido pobre antes y más aún en la medición inmediatamente precedente. También se halló que la probabilidad de ser pobre en una fecha dada es una función creciente del número de ondas en la pobreza.

La mayor edad y educación del jefe, a partir del doceavo año de escolaridad formal, y la mayor cantidad de perceptores de ingresos en el hogar, tienden a aumentar significativamente la probabilidad de un hogar pobre de escapar de la pobreza. Reducen tal probabilidad la desocupación del jefe y que el hogar se encuentre localizado en el NEA y en el NOA. Por su parte, la mayor edad y educación del jefe y la mayor cantidad de perceptores de ingreso en el hogar, reducen significativamente la probabilidad que tiene un hogar no pobre de entrar en la pobreza.

Los coeficientes más robustos para explicar los movimientos dentro y fuera de la pobreza son la edad y la educación del jefe de hogar. A mayor edad y educación, menor probabilidad de entrada en la pobreza y mayor probabilidad de salida para los hogares pobres. También la desocupación del jefe conserva su significatividad para las 5 líneas de pobreza alternativas, pero lo hace, como era de esperar, en un sentido inverso: aumenta la probabilidad de entrada y reduce la de salida.

Anexo de Tablas

Tabla 1
Tamaño de la muestra según fecha de la primera entrevista por ocasión de la encuesta (1998-2000)

Fecha de la 1ª entrevista	Ocasión de la encuesta			
	O/1998	M/1999	O/1999	M/2000
O/1998	26.810	14.293	8.683	3.571
M/1999		8.762	6.524	4.719
O/1999			9.508	6.091
M/2000				8.453
Total	26.810	23.055	24.715	22.834

Nota: O, significa octubre; M, mayo.
Fuente: Cálculos propios con datos de la EPH.

Tabla 2
Valor de la línea de pobreza (en \$) por onda según regiones

Región	S/1998	A/1999	S/1999	A/2000
Cuyo	140,43	136,21	135,00	133,23
Nordeste	142,98	138,69	137,48	135,67
Noroeste	139,55	135,36	134,15	132,38
Pampeana	145,96	141,58	140,33	138,47
Patagónica	153,27	148,67	147,35	145,42
Metropolitana	161,19	156,35	154,96	152,92

Nota: S, significa setiembre; A, abril.
Fuente: Cálculos propios con datos de INDEC (2002).

Tabla 3
Evolución de la pobreza y de la indigencia en la Argentina

Mes/año medición	Hogares		Personas	
	Pobreza	Indigencia	Pobreza	Indigencia
A/92	0,20	0,04	0,26	0,05
A/95	0,22	0,05	0,30	0,07
A/97	0,26	0,06	0,34	0,08
S/97	0,26	0,06	0,34	0,09
A/98	0,25	0,06	0,33	0,08
S/98	0,26	0,06	0,35	0,09
A/99	0,26	0,07	0,36	0,09
S/99	0,27	0,07	0,36	0,10
A/00	0,28	0,08	0,37	0,11
A/01	0,26	0,08	0,36	0,12
S/01	0,28	0,09	0,38	0,14

Nota: S, significa setiembre; A, abril.
Fuente: Años 1995-2000 (abril), cálculos propios con datos de la EPH. Año 2001 INDEC (2002).

Tabla 4a
Matrices de transición, hogares

<u>S/98/A/99</u>	P ₁	NP ₁
P ₀	0,736	0,264
NP ₀	0,115	0,885
<u>A/99/S/99</u>	P ₂	NP ₂
P ₁	0,700	0,300
NP ₁	0,099	0,901
<u>A/99/A/00</u>	P ₃	NP ₃
P ₂	0,767	0,233
NP ₂	0,106	0,894
<u>S/99/A/00</u>	P ₃	NP ₃
P ₀	0,727	0,273
NP ₀	0,119	0,881

Fuente: Cálculos propios con datos de la EPH.

Tabla 4b
Matrices de transición, personas

<u>S/98/A/99</u>	P ₁	NP ₁
P ₀	0,778	0,222
NP ₀	0,139	0,861
<u>A/99/S/99</u>	P ₂	NP ₂
P ₁	0,749	0,251
NP ₁	0,119	0,881
<u>A/99/A/00</u>	P ₃	NP ₃
P ₂	0,805	0,195
NP ₂	0,130	0,870
<u>S/99/A/00</u>	P ₃	NP ₃
P ₀	0,773	0,227
NP ₀	0,139	0,861

Fuente: Cálculos propios con datos de la EPH.

Tabla 5
Dinámica de la pobreza entre ondas consecutivas

Fecha	Entrada		Salida		H^*		M		R	
	Hog.	Pers.	Hog.	Pers.	Hog.	Pers.	Hog.	Pers.	Hog.	Pers.
S/98-A/99	11,5	13,9	26,4	22,2	0,30	0,39	15,6	16,9	2,29	1,60
A/99-S/99	9,9	11,9	30,0	25,1	0,25	0,32	15,6	16,8	3,03	2,11
S/99-A/00	10,6	13,0	23,3	19,5	0,32	0,40	15,1	15,3	2,19	1,50
S/98-A/00	11,9	13,9	27,3	22,7	0,30	0,38	16,1	17,1	2,29	1,63

Nota: (1) Tasas de entrada (I_{np}) en %; (2) Tasas de salida (I_{pn}) en %; (3) H^* : head-count ratio de estado estacionario en %; (4) porcentaje de unidades que se mueven ($(P_{np}+P_{pn})/\Pi$); (5) M: Cociente entre los que salen y los que entran ((2)/(1)) en %. Como en tablas anteriores S = setiembre; A = abril.

Fuente: Tablas 4a y 4b.

Tabla 6
Secuencias de ingresos y porcentaje de hogares y personas en cada secuencia.

Secuencia N°	Ondas				Hogares		Personas	
	S/98	A/99	S/99	A/00	Pob.	Ind.	Pob.	Ind.
1	0	0	0	0	57,4	85,1	48,6	80,8
2	0	0	0	1	2,8	2,4	2,6	2,6
3	0	0	1	0	2,4	1,6	2,2	1,6
4	0	0	1	1	1,8	0,5	1,6	0,8
5	0	1	0	0	3,2	2,4	3,0	2,7
6	0	1	0	1	1,4	0,8	1,5	1,1
7	0	1	1	0	1,1	0,3	1,3	0,5
8	0	1	1	1	2,6	0,4	3,1	0,5
9	1	0	0	0	2,9	1,8	2,9	2,3
10	1	0	0	1	1,3	0,8	1,5	0,9
11	1	0	1	0	0,9	0,4	0,9	0,7
12	1	0	1	1	2,1	0,7	2,7	1,2
13	1	1	0	0	1,6	0,5	1,9	0,7
14	1	1	0	1	2,2	0,4	2,8	0,5
15	1	1	1	0	2,0	0,3	2,4	0,6
16	1	1	1	1	14,2	1,4	20,9	2,5
Total					100,0	100,0	100,0	100,0

Nota: Como en tablas anteriores S = setiembre; A = abril.

Fuente: Estimación propia con datos de la EPH.

Tabla 7
Tipología de hogares y personas y % de hogares y personas en cada situación, al principio y al final del panel (1998/2000)

Principio- (S/98)	Final (A/00)	Hogares	Personas	Secuencias compatibles
No pobre	No pobre	64,1	55,1	0xx0: 1, 3, 5 y 7
No pobre	Pobre	8,6	8,7	0xx1: 2, 4, 6 y 8
Pobre	No pobre	7,5	8,3	1xx0: 9, 11, 13 y 15
Pobre	Pobre	19,8	27,9	1xx1: 10, 12, 14 y 16
Todos	Todos	100,0	100,0	

Fuente: Tabla 6.

Tabla 8
Hogares y personas (%) según el número
de ondas en la pobreza y en la indigencia

Número de ondas	Hogares		Personas	
	Pobreza	Indigencia	Pobreza	Indigencia
0	57,4	85,1	48,6	80,8
1	11,3	8,2	10,8	9,2
2	8,1	3,3	8,8	4,7
3	8,9	1,9	11,0	2,8
4	14,2	1,4	20,9	2,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Tabla 6.

Tabla 9a
Porcentaje de hogares por debajo
de umbrales de pobreza alternativos

Nº	0,5*LP	0,75*LP	LP	1,25*LP	1,5*LP
0	80,8	68,7	57,4	48,0	40,3
1	9,3	11,1	11,3	11,6	10,4
2	4,1	6,8	8,1	8,2	8,8
3	3,5	6,0	8,9	9,9	10,6
4	2,2	7,3	14,2	22,3	29,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Nota: LP= valor de la línea de pobreza (ver Tabla 2).

Fuente: Estimaciones propias con datos de la EPH.

Tabla 9b
Porcentaje de personas por debajo
de umbrales de pobreza alternativos

Nº	0,5*LP	0,75*LP	LP	1,25*LP	1,5*LP
0	75,7	61,0	48,6	38,9	31,8
1	9,8	11,5	10,8	10,8	9,3
2	5,5	7,8	8,8	8,4	8,3
3	5,1	7,7	11,0	11,0	10,9
4	3,9	12,0	20,9	30,9	39,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Nota: LP= valor de la línea de pobreza (ver Tabla 2).

Fuente: Estimaciones propias con datos de la EPH.

Tabla 10a
Regresiones probit de estado de pobreza I

Variables/ Categorías	Hogares		Personas	
	β	z	β	z
<u>Estado en ondas previas</u>				
Pobre en S/99	1,103 ^a	13,45	1,052 ^a	24,47
	[0,352]		[0,373]	
Pobre en A/99	0,879 ^a	10,59	0,886 ^a	20,26
	[0,273]		[0,313]	
Pobre en S/98	0,755 ^a	8,92	0,812 ^a	18,41
	[0,232]		[0,287]	
<u>Educación del jefe</u>				
7-11	-0,273 ^a	2,90	-0,343 ^a	6,44
12-16	-0,732 ^a	6,08	-0,810 ^a	12,37
17 y +	-0,867 ^a	4,39	-1,130 ^a	9,76
<u>Edad del jefe</u>				
Años cumplidos	-0,010 ^a	3,31	-0,007 ^a	3,98
<u>Sexo del jefe</u>				
Varón	0,159 ^c	1,89	0,043 ^d	0,88
<u>Condición de ocupación del jefe</u>				
Desocupado	0,628 ^a	4,67	0,611 ^a	8,68
Inactivo	0,059 ^d	0,58	0,062 ^d	1,06
<u>Número de perceptores en el hogar</u>				
2	-0,628 ^a	7,83	-0,634 ^a	14,85
3	-0,575 ^a	4,50	-0,644 ^a	10,45
4 y +	-0,636 ^a	3,06	-0,735 ^a	8,41
<u>Región de residencia</u>				
Noroeste	0,089 ^d	0,78	0,053 ^d	0,88
Nordeste	0,180 ^d	1,11	0,166 ^c	1,91
Cuyo	0,153 ^d	1,04	0,166 ^b	2,11
Pampeana	-0,057 ^d	0,54	-0,038 ^d	0,65
Patagónica	0,074 ^d	0,57	-0,029 ^d	0,41
Ordenada	-0,639 ^a	2,91	-0,508 ^a	4,12
Número de observaciones	2718		9110	
Pseudo-R ²	0,505		0,525	
L	-803,72		-2844,2	
<i>Head-count ratio observado</i>	0,285		0,367	

Nota: Significativo al: ^a 1%; ^b 5%; ^c 10%; ^d No significativo. Entre corchetes aparece la derivada parcial evaluada en las medias muestrales.

Fuente: Estimación propia con datos de la EPH.

Tabla 10b
Probabilidad de ser pobre en A/2000, según estado previo

Fue pobre	Hogares	Personas	Diferencia
Nunca	0,058	0,067	0,009
En S/99	0,326	0,339	0,013
En A/99	0,227	0,250	0,023
En S/98	0,199	0,241	0,042
En todas	0,864	0,885	0,021

Fuente: Tabla 10a y medias muestrales.

Tabla 10c
Regresiones probit de estado de pobreza II

Variables/ Categorías	Hogares		Personas	
	β	z	β	z
<u>Número de ondas en la pobreza</u>				
1	1,187 ^a [0,404]	12,71	1,195 ^a [0,445]	22,86
2	2,006 ^a [0,680]	19,74	2,015 ^a [0,681]	37,53
3	2,692 ^a [0,822]	25,78	2,746 ^a [0,826]	51,00
<u>Educación del jefe</u>				
7-11	-0,274 ^a	2,89	-0,339 ^a	6,34
12-16	-0,702 ^a	5,83	-0,790 ^a	12,02
17 y +	-0,843 ^a	4,16	-1,115 ^a	9,38
<u>Edad del jefe</u>				
Años cumplidos	-0,010 ^a	3,10	-0,006 ^a	3,56
<u>Sexo del jefe</u>				
Varón	0,148 ^c	1,75	0,037 ^d	0,77
<u>Condición de ocupación del jefe</u>				
Desocupado	0,637 ^a	4,71	0,619 ^a	8,74
Inactivo	0,071 ^d	0,70	0,074 ^d	1,27
<u>Número de perceptores en el hogar</u>				
2	-0,642 ^a	7,98	-0,648 ^a	15,15
3	-0,586 ^a	4,56	-0,655 ^a	10,60
4 y +	-0,629 ^a	3,04	-0,729 ^a	8,34
<u>Región de residencia</u>				
Noroeste	0,077 ^d	0,67	0,043 ^d	0,72
Nordeste	0,168 ^d	1,04	0,164 ^d	1,89
Cuyo	0,150 ^d	1,01	0,171 ^d	2,16
Pampeana	-0,069 ^d	0,64	-0,048 ^d	0,83
Patagónica	0,078 ^d	0,59	-0,031 ^d	0,44
Ordenada	-0,750 ^a	3,36	-0,639	5,07
Número de observaciones	2718		9110	
Pseudo-R ²	0,507		0,528	
L	-800,84		-2830,2	
<i>Head-count ratio observado</i>	0,285		0,367	

Nota: Significativo al: ^a 1%; ^b 5%; ^c 10%; ^d No significativo. Entre corchetes aparece la derivada parcial evaluada en las medias muestrales.

Fuente: Estimación propia con datos de la EPH.

Tabla 10d
Probabilidad de ser pobre en A/2000,
según número de ondas en la pobreza

Nº de ondas	Hogares	Personas	Diferencia
0	0,043	0,050	0,007
1	0,297	0,325	0,028
2	0,613	0,643	0,030
3	0,835	0,864	0,029

Fuente: Tabla 10c y medias muestrales.

Tabla 11a
Modelo de riesgos proporcionales, hogares

Variables	Salida		Entrada	
	β	z	β	z
<u>Años de educación del jefe</u>				
7-11	-0,002 ^d	0,02	-0,468 ^a	4,38
12-16	0,406 ^a	2,96	-1,368 ^a	9,59
17 y +	0,692 ^a	2,64	-1,796 ^a	7,64
<u>Edad del jefe</u>				
Años cumplidos	0,011 ^a	2,89	-0,032 ^a	9,23
<u>Sexo del jefe</u>				
Varón	0,033 ^d	0,33	-0,029 ^d	0,28
<u>Condición de ocupación del jefe</u>				
Desocupado	-0,259 ^c	1,75	0,878 ^a	7,06
Inactivo	-0,156 ^d	1,23	0,120 ^d	0,97
<u>Número de perceptores en el hogar</u>				
2	0,400 ^a	4,38	-0,618 ^a	6,17
3	0,267 ^c	1,79	-0,668 ^a	3,91
4 y +	0,334 ^d	1,57	-0,647 ^b	2,28
<u>Región de residencia</u>				
Noroeste	-0,335 ^b	2,44	0,319 ^b	2,39
Nordeste	-0,554 ^a	2,80	0,386 ^b	2,01
Cuyo	-0,211 ^d	1,18	0,290 ^c	1,69
Pampeana	-0,067 ^d	0,51	0,081 ^d	0,65
Patagónica	0,071 ^d	0,43	-0,137 ^d	0,89
Nº de observaciones	1080		2275	
L χ^2 (15)	65,48		344,90	

Nota: Significativo al: ^a 1%; ^b 5%; ^c 10%; ^d No significativo.

Fuente: Estimación propia con datos de la EPH.

Tabla 11b
Modelo de riesgos proporcionales, personas

Variables/ Categorías	Salida		Entrada	
	β	z	β	z
<u>Años de educación del jefe</u>				
7-11	0,014 ^d	0,33	-0,149 ^a	3,99
12-16	0,239 ^a	4,52	-0,368 ^a	8,68
17 y +	0,580 ^a	4,75	-0,467 ^a	8,80
<u>Edad del jefe</u>				
Años cumplidos	0,005 ^a	3,09	-0,009 ^a	8,07
<u>Sexo del jefe</u>				
Varón	0,050 ^d	1,26	-0,061 ^c	1,86
<u>Condición de ocupación del jefe</u>				
Desocupado	-0,205 ^a	4,04	0,204 ^a	4,04
Inactivo	-0,062 ^d	1,26	0,030 ^d	0,79
<u>Número de perceptores en el hogar</u>				
2	0,133 ^a	3,82	-0,141 ^a	5,24
3	0,062 ^d	1,20	-0,170 ^a	4,34
4 y +	0,137 ^b	2,07	-0,116 ^b	2,04
<u>Región de residencia</u>				
Noroeste	-0,214 ^a	4,30	0,146 ^a	3,84
Nordeste	-0,289 ^a	4,41	0,181 ^a	3,06
Cuyo	-0,198 ^a	2,99	0,063 ^d	1,25
Pampeana	-0,066 ^d	1,35	0,057 ^d	1,60
Patagónica	0,143 ^b	2,19	-0,050 ^d	1,19
Nº de observaciones	4438		6977	
L χ^2 (15)	143,41		263,30	

Nota: Significativo al: ^a 1%; ^b 5%; ^c 10%; ^d No significativo.

Fuente: Estimación propia con datos de la EPH.

Tabla 12a
Análisis de sensibilidad. Hogares, tasas de salida

VARIABLES/ CATEGORÍAS	0,5*LP	0,75*LP	LP	1,25*LP	1,5*LP
<u>Años de educación del jefe</u>					
7-11	No	No	No	No	No
12-16	5 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
17 y +	No	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
<u>Edad del jefe</u>					
Años cumplidos	5 (+)	5 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
<u>Sexo del jefe</u>					
Varón	No	No	No	No	No
<u>Condición de ocupación del jefe</u>					
Desocupado	No	5 (-)	10 (-)	5 (-)	1 (-)
Inactivo	No	No	No	No	No
<u>Número de perceptores en el hogar</u>					
2	No	5 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
3	No	5 (+)	5 (+)	1 (+)	1 (+)
4 y +	No	No	No	No	10 (+)
<u>Región de residencia</u>					
Noroeste	No	5 (-)	5 (-)	5 (-)	5 (-)
Nordeste	No	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Cuyo	No	10 (-)	No	No	No
Pampeana	No	No	No	No	No
Patagónica	No	No	No	No	5 (+)

Notas: a) LP= valor de la línea de pobreza (ver Tabla 2); b) No = No resulta significativamente diferente de cero a los niveles usuales; c) 1, 5 y 10 son los niveles de significación; d) entre paréntesis el signo de la relación entre la covariable y la variable dependiente.

Fuente: Estimaciones propias con datos de la EPH.

Tabla 12b
Análisis de sensibilidad. Hogares, tasas de entrada

VARIABLES/ CATEGORÍAS	0,5*LP	0,75*LP	LP	1,25*LP	1,5*LP
<u>Años de educación del jefe</u>					
7-11	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
12-16	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
17 y +	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
<u>Edad del jefe</u>					
Años cumplidos	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
<u>Sexo del jefe</u>					
Varón	5 (-)	No	No	No	5 (+)
<u>Condición de ocupación del jefe</u>					
Desocupado	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
Inactivo	No	No	No	No	No
<u>Número de perceptores en el hogar</u>					
2	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
3	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
4 y +	1 (-)	5 (-)	5 (-)	1 (-)	5 (-)
<u>Región de residencia</u>					
Noroeste	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
Nordeste	5 (+)	1 (+)	5 (+)	5 (+)	5 (+)
Cuyo	No	1 (+)	10 (+)	1 (+)	1 (+)
Pampeana	No	No	No	No	10 (+)
Patagónica	No	No	No	No	No

Notas: a) LP= valor de la línea de pobreza (ver Tabla 2); b) No = No resulta significativamente diferente de cero a los niveles usuales; c) 1, 5 y 10 son los niveles de significación; d) entre paréntesis el signo de la relación entre la covariable y la variable dependiente.

Fuente: Estimaciones propias con datos de la EPH.

Tabla 12c
Análisis de sensibilidad. Personas, tasas de salida

VARIABLES/ CATEGORÍAS	0,5*LP	0,75*LP	LP	1,25*LP	1,5*LP
Años de educación del jefe					
7-11	5 (+)	No	No	10 (+)	5 (+)
12-16	5 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
17 y +	5 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
Edad del jefe					
Años cumplidos	1 (+)	No	5 (+)	1 (+)	1 (+)
Sexo del jefe					
Varón	No	No	No	1 (+)	1 (+)
Condición de ocupación del jefe					
Desocupado	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Inactivo	No	No	5 (-)	No	No
Número de perceptores en el hogar					
2	No	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
3	No	1 (+)	5 (+)	1 (+)	1 (+)
4 y +	5 (-)	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
Región de residencia					
Noroeste	5 (-)	5 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Nordeste	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Cuyo	5 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Pampeana	1 (-)	1 (-)	5 (-)	1 (-)	No
Patagónica	5 (-)	No	1 (+)	1 (+)	1 (+)

Notas: a) LP= valor de la línea de pobreza (ver Tabla 2); b) No = No resulta significativamente diferente de cero a los niveles usuales; c) 1, 5 y 10 son los niveles de significación; d) entre paréntesis el signo de la relación entre la covariable y la variable dependiente.

Fuente: Estimaciones propias con datos de la EPH.

Tabla 12d
Análisis de sensibilidad. Personas, tasas de entrada

VARIABLES/ CATEGORÍAS	0,5*LP	0,75*LP	LP	1,25*LP	1,5*LP
Años de educación del jefe					
7-11	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
12-16	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
17 y +	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Edad del jefe					
Años cumplidos	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Sexo del jefe					
Varón	1 (-)	1 (-)	1 (-)	No	10 (+)
Condición de ocupación del jefe					
Desocupado	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
Inactivo	No	No	No	No	No
Número de perceptores en el hogar					
2	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
3	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
4 y +	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)	1 (-)
Región de residencia					
Noroeste	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)	1 (+)
Nordeste	1 (+)	1 (+)	1 (+)	5 (+)	1 (+)
Cuyo	No	1 (+)	5 (+)	1 (+)	1 (+)
Pampeana	No	5 (+)	10 (+)	No	1 (+)
Patagónica	No	1 (-)	1 (-)	No	5 (+)

Notas: a) LP= valor de la línea de pobreza (ver Tabla 2); b) No = No resulta significativamente diferente de cero a los niveles usuales; c) 1, 5 y 10 son los niveles de significación; d) entre paréntesis el signo de la relación entre la covariable y la variable dependiente.

Fuente: Estimaciones propias con datos de la EPH.

Anexo de Figuras y gráficos

FIGURA 1: Movimientos dentro y fuera de la pobreza

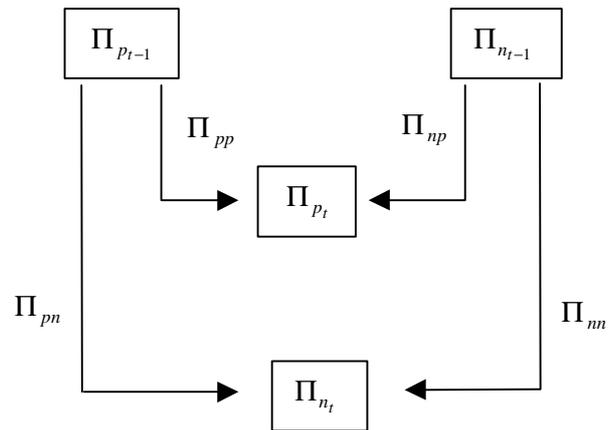


FIGURA 2: Movimientos dentro y fuera de la pobreza para cuatro momentos

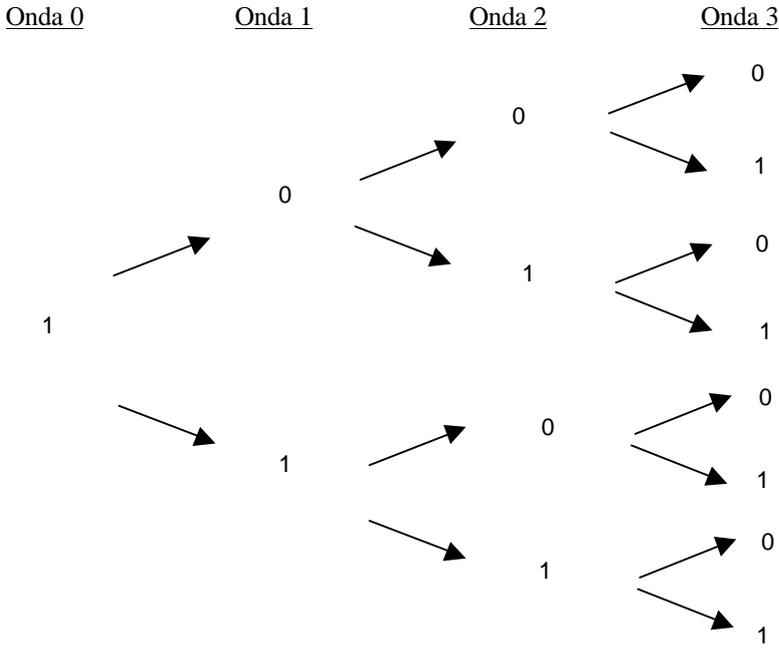
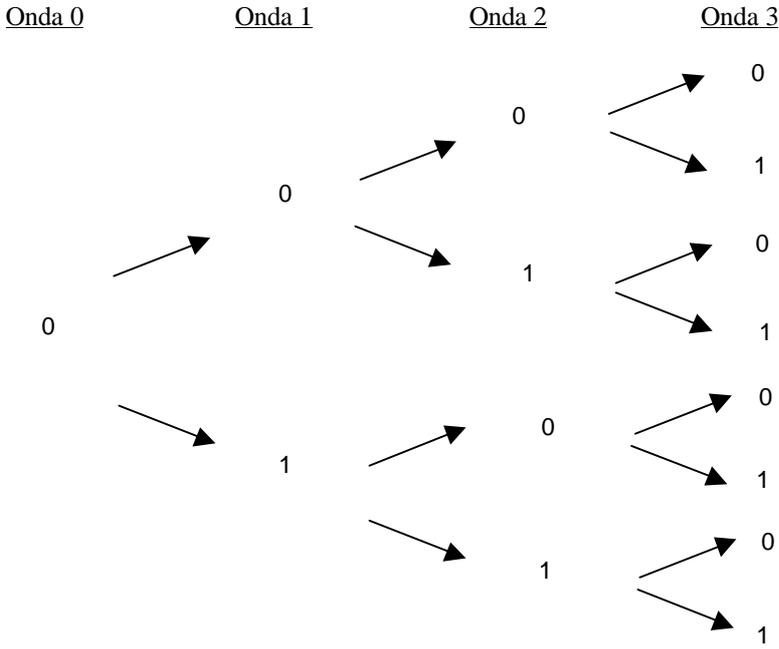


Gráfico 1
 Relación entre el head-count ratio y la razón
 entre las probabilidades de salida y entrada

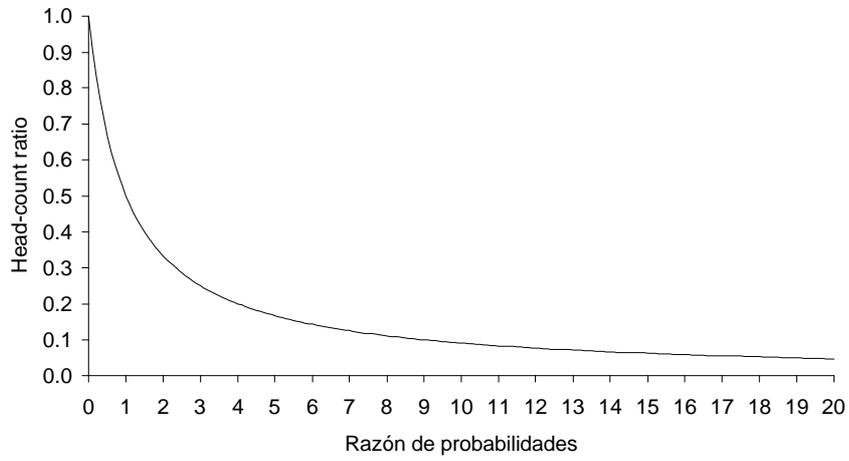


Gráfico 2
 Evolución de la pobreza por ingresos
 en el Gran Buenos Aires, 1991-2001

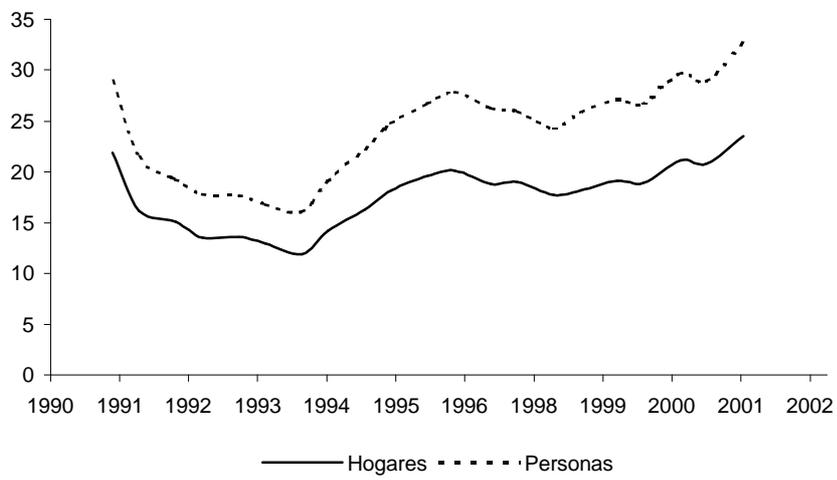


Gráfico 3a
 Número de ondas por debajo
 líneas de pobreza alternativas
Hogares

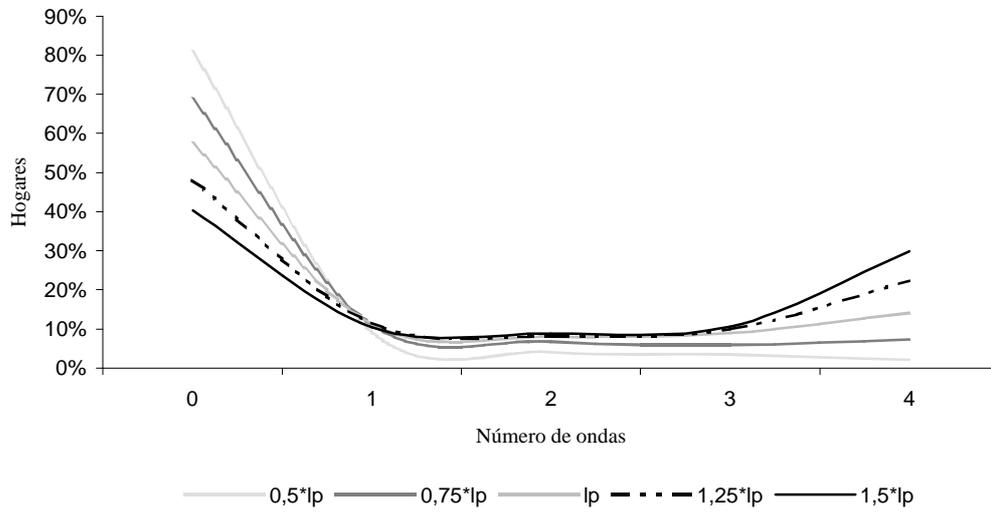
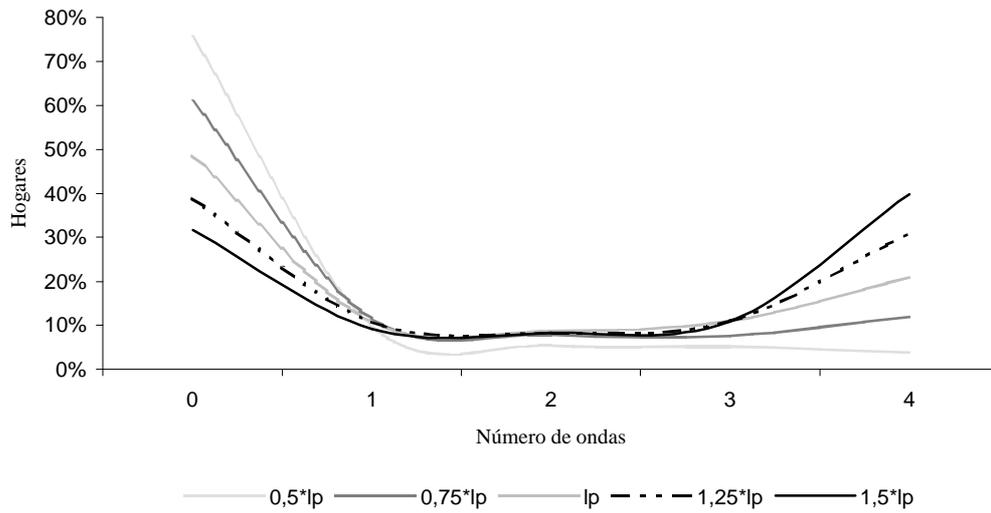


Gráfico 3b
 Número de ondas por debajo
 líneas de pobreza alternativas
Personas



Referencias

- Baulch, B. y N. McCulloch (1998): *Being Poor and Becoming Poor: Poverty Status and Poverty Transitions in Rural Pakistan*. Working Paper N° 79, Institute of Development Studies, University of Sussex, UK.
- Capellari, L. y S. Jenkins (2002a): *Modelling low income transitions*. Discussion Papers 288, German Institute for Economic Research, Berlin.
- Capellari, L. y S. Jenkins (2002b): "Who Stays Poor? Who Become Poor? Evidence from the British Household Panel Survey", *The Economic Journal*, 112 (478): C60-C67.
- Cox D. R. (1972): "Regression Models and Life Tables", *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B*, 20: 215-232.
- Devicienti, F. (2000): *Poverty Persistence in Britain: A Multivariate Analysis Using The BHPS, 1991-1997*. Institute for Social and Economic Research, University of Essex, UK.
- Giraldo, A.; E. Rettore y U. Trivellato (2002): *The Persistence of Poverty: True Dependence or Unobserved Heterogeneity? Some Evidence from the Italian Survey on Household Income and Wealth*. Dip. Di Scienze Statische, Univ. De Padova.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2002): *Incidencia de la pobreza y de la indigencia en los aglomerados urbanos, octubre de 2001*. Instituto Nacional de Estadística y Censos, Secretaría de Prensa, Buenos Aires.
- Jarvis, S. y S. Jenkins (1999): "Marital Splits and Income Changes: Evidence from the British Household Panel Survey", *Population Studies*, 53: 237-254.
- Keifer, N. M. (1988): "Economic Duration Data and Hazard Function", *Journal of Economic Literature*, XXVI, 2: 646-679.
- Neumann, G. (1997): "Search Models and Duration Data" En Pesaran, H. Y P. Schmidt (Editores): *Handbook of Applied Econometrics, Vol. II: Microeconomics*. Blackwell, Oxford: 303-351.
- Sen, A. (1992): *Inequality Re-examined*. Harvard University Press, Cambridge/Massachusetts.
- Stewart, M. y J. Swaffield (1999): "Low Pay Dynamics and Transition Probabilities", *Economica*, 66: 23-42.
- Stevens, A. (1999): "Climbing Out of Poverty, Falling Back In. Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells", *Journal of Human Resources*, XXXIV: 557-588.
- Steinberg, M. (1997): "Cox Regression Examples", en *SPSS Advanced Statistics 7.5*, SPSS Inc., Chicago, IL: 285-310.