

Dinámica de la pobreza en Costa Rica: datos de panel a partir de cortes transversales

Pablo Slon y Edwin Zúñiga

Para analizar la dinámica de la pobreza se requieren datos longitudinales. En Costa Rica, al igual que en la mayoría de los países de América Latina, no se dispone de este tipo de datos. En el afán de examinar los aspectos dinámicos de la pobreza se utiliza un método que permite construir con datos de corte transversal un conjunto de datos de panel. A partir de ese conjunto de datos, en un periodo de estabilidad macroeconómica y una tasa de incidencia de la pobreza constante, se determina que los hogares que fueron pobres en los tres años considerados no son los mismos, pues existen importantes tasas de relevo entre pobres y no pobres.

Pablo Slon Montero

 pslonm@racsa.co.cr

Edwin Zúñiga Rojas

 edwin_z@hotmail.com

Fiscalizadores Asociados,

Contraloría General de la República de

Costa Rica

I

Introducción

Para estudiar la dinámica de la pobreza, en este artículo se utiliza una alternativa metodológica que consiste en la construcción de un conjunto de datos de panel a partir de observaciones de una encuesta de corte transversal, cuya característica básica es que el diseño de la muestra entre dos años es dependiente.

El estancamiento de la incidencia de la pobreza caracterizó el proceso para superar la condición de pobreza en América Latina entre 1999 y 2002 (CEPAL, 2004). Costa Rica no fue la excepción, ya que durante casi una década, desde 1994, la pobreza se mantuvo en un nivel cercano al 20% de los hogares, con relativamente poca variabilidad. Además de estancarse el índice de incidencia de la pobreza, la tasa de crecimiento del PIB durante el período 2000-2002 fue de 1,8%, 1,0% y 2,9%, cifras que se consideran relativamente estables, y la tasa de inflación también se mantuvo relativamente constante en valores del 10,25%, 10,96% y 9,68%. Esto hace surgir algunas interrogantes: ¿en qué medida los hogares pobres en Costa Rica son siempre los mismos? ¿Existe una tasa de relevo entre pobres y no pobres que opere sobre la base de un sustrato de hogares crónicamente pobres? Y, además, ¿cuál es la magnitud de dicha tasa de relevo y de la pobreza crónica y cuáles son sus principales factores determinantes?

La dinámica de la pobreza estudia la evolución de la pobreza a lo largo del tiempo. En el examen de este

fenómeno son elementos típicos la naturaleza y los factores determinantes de los cambios en la condición de pobreza de los hogares a medida que pasa el tiempo, o bien la duración del estado de pobreza o de no pobreza por parte de los individuos de un conglomerado social. Este enfoque del estudio de la pobreza ha dado origen a conceptos y términos propios, como, por ejemplo: transiciones, pobreza crónica, pobreza transitoria, pobreza persistente, pobreza ocasional y episodios de pobreza. Una transición es un cambio en la condición de pobreza experimentado por un hogar o por un individuo. La pobreza crónica se da cuando un hogar o un individuo se encuentra en estado de pobreza por un tiempo mayor o igual que un valor de referencia arbitrario. La pobreza transitoria es un estado de pobreza a partir del cual se experimenta una transición hacia la condición de no pobre en un plazo relativamente corto. La pobreza ocasional es la que se experimenta en algunos intervalos dentro de un período de tiempo dado. Y un episodio de pobreza puede definirse como el hecho de experimentar pobreza durante un período determinado.

El objetivo de este artículo es analizar algunos aspectos relacionados con la dinámica de la pobreza en Costa Rica, y dar a conocer una alternativa metodológica para construir el conjunto de datos de panel necesario con ese fin, a partir de información recolectada en una encuesta de corte transversal.

II

El enfoque dinámico del análisis de la pobreza

El objeto de interés del análisis dinámico es la trayectoria de las variables bajo estudio a lo largo del tiempo. En el caso de la pobreza, este tipo de análisis se enfoca en la evolución en el tiempo, de la condición de pobreza (pobre o no pobre) de cada individuo u hogar que conforma una población.

A partir de los datos sobre la evolución de la condición de pobreza de un conjunto de individuos u hogares, es posible generar información sobre los flujos de algunas variables que explican los cambios netos en el acervo de algunas de ellas que suelen utilizarse para caracterizar el fenómeno de la pobreza en un momento determinado del tiempo. Así, si bien el análisis estático proporciona información relativa a la cantidad de individuos pobres en dos momentos sucesivos del tiempo, el análisis dinámico explica cómo una situación

□ Este artículo se elaboró con base en la investigación realizada por los autores en Slon y Zúñiga (2004).

evolució hacia la siguiente, e indica cuántas de las personas pobres continúan siendo pobres en el segundo momento, cuántas salen de la pobreza, cuántas eran no pobres y entraron a la condición de pobreza, y cuántas aparecen como no pobres en ambos momentos.

Ahora bien, la dinámica de la pobreza se interesa no solo por cuantificar los flujos explicativos de los cambios observados en los acervos de las variables, sino también por determinar las posibles causas de tales flujos. Por ello, las bases de datos que se utilizan en el análisis no se limitan a la variable condición de pobreza, sino que suelen incluir otras variables socioeconómicas y demográficas, medidas también en sucesivos momentos del tiempo: por ejemplo, la edad, el sexo, la relación con el jefe de hogar, la escolaridad o nivel educativo, la condición de actividad económica y el ingreso.

Como puede verse, el análisis dinámico de la pobreza necesita un conjunto de observaciones sobre una cierta cantidad de variables para un mismo grupo de individuos en dos o más momentos del tiempo. A este conjunto de datos se les denomina datos de panel o simplemente panel.

Las observaciones que conforman el panel son del tipo X_{ijt} , donde i representa la variable o característica, como el número de miembros del hogar, el ingreso mensual u otras ($i = 1, 2, 3, \dots, K$), j representa la unidad de análisis, como el hogar, el individuo u otras ($j = 1, 2, 3, \dots, N$) y t representa el período al que corresponde la información ($t = 1, 2, 3, \dots, T$). En la terminología de panel, se denomina “onda” a cada conjunto de datos que corresponde a un momento de los T momentos que conforman el panel; cada onda del panel constituye un corte transversal.

Entre las ventajas de los datos de panel, Deaton (1997), Baltagi (1995) y Buck, Ermisch y Jenkins (1995) señalan que estos datos permiten observar cómo cambian en el tiempo las magnitudes que son objeto de la encuesta para hogares individuales, y que pueden mejorar la precisión de las estimaciones de las cantidades agregadas o del promedio. Coinciden en que, entre las desventajas, por una u otra razón se pierden hogares de la encuesta a medida que transcurre el tiempo, lo que se conoce como “agotamiento”. En este hecho influyen factores como el diseño del panel, el que haya o no seguimiento de los individuos que dejan el hogar original o que se mudan del área de la encuesta original, y la no respuesta;¹ además, se trata

de series de tiempo de corta duración, que tienen un sesgo potencial (por agotamiento y por los pequeños tamaños de los subgrupos después del agotamiento), que pierden inmigrantes hacia la población y que son más sensitivas al margen de respuesta.

En algunos países desarrollados se realizan encuestas longitudinales de amplio alcance temporal, expresamente diseñadas para obtener datos de panel destinados al estudio de fenómenos socioeconómicos. Como ejemplo puede mencionarse el estudio de panel de la dinámica del ingreso (*Panel Study of Income Dynamics-PSID*), efectuado por el Centro de Investigación y Encuestas de la Universidad de Michigan (Estados Unidos). Según Baltagi (1995), ese trabajo empezó en 1968 con 4.802 familias.

Sin embargo, Deaton (1997) señala que las encuestas de panel son relativamente escasas en general, y particularmente en los países en desarrollo. En estos últimos, el estudio de la dinámica de la pobreza se ha realizado con datos obtenidos en paneles de corto alcance temporal, con muestras de reducido tamaño o contruidos a través de la conciliación de los datos obtenidos en encuestas de corte transversal mediante algún método de identificación de individuos u hogares seleccionados en forma recurrente.²

El análisis de la dinámica de la pobreza se puede basar en los diversos tipos de tabulaciones que es posible construir a partir de los datos de panel. Como primer método cabe mencionar el de las matrices de transición, que son matrices cuadradas en las cuales las filas representan las posibles categorías o rangos de variación de una variable o característica de interés en un período determinado, mientras que las columnas representan esas mismas categorías o rangos de variación, en el mismo orden, en un período posterior. Así, los componentes de la matriz representan el número de casos o porcentajes de una población que experimentan la evolución correspondiente entre un período y otro.

Si una población estacionaria³ se desglosa según la evolución de la condición de pobreza de los hogares que la componen, en la siguiente forma:

Π_{pp} = número de hogares que se observan pobres en $t = 0$ y en $t = 1$.

Π_{pn} = número de hogares que se observan pobres en $t = 0$ y no pobres en $t = 1$.

¹ Explicaciones similares al fenómeno del agotamiento ofrece Roberts (2000).

² Respecto a América Latina se pueden mencionar los trabajos de Herrera (2001) y Paz (2002).

³ Una población se dice estacionaria si está conformada por un mismo conjunto de unidades de análisis a lo largo del tiempo.

Π_{np} = número de hogares que se observan no pobres en $t = 0$ y pobres en $t = 1$.

Π_{nn} = número de hogares que se observan no pobres en $t = 0$ y en $t = 1$.

entonces puede construirse el cuadro 1.

CUADRO 1

Transiciones en la condición de pobreza de los hogares entre $t = 0$ y $t = 1$

Condición de pobreza en $t = 0$	Condición de pobreza en $t = 1$		
	Pobres	No pobres	Total
Pobres	Π_{pp}	Π_{pn}	P_0
No pobres	Π_{np}	Π_{nn}	N_0
Total	P_1	N_1	Π

Fuente: Elaboración propia.

En este cuadro, P_1 representa el total de hogares pobres en $t = i$; N_1 representa el total de hogares no pobres en $t = i$ y Π representa el total de hogares.

Las celdas correspondientes a los términos Π_{pp} , Π_{pn} , Π_{np} y Π_{nn} en la parte sombreada del cuadro constituyen la matriz de transición de pobreza entre los momentos $t = 0$ y $t = 1$. En una matriz de transición de pobreza se observa el número de hogares que han sido pobres y no pobres en ambos períodos, así como el número de los que han escapado de la pobreza y de los que han entrado a ella. Los elementos en la diagonal principal corresponden a los hogares que mantienen su condición de pobreza, mientras que los elementos fuera de la diagonal principal muestran el número de los que pasaron de una condición a otra.

Es usual que estas matrices de transición se presenten en términos relativos, de tal forma que sus componentes correspondan a porcentajes. Así, por ejemplo, cada uno de los componentes Π_{pp} , Π_{pn} , Π_{np} y Π_{nn} de la matriz anterior puede dividirse por Π , para obtener las proporciones en que se presentan cada uno de los cuatro tipos de transición posibles. Representando estos resultados mediante π_{pp} , π_{pn} , π_{np} y π_{nn} , respectivamente, la matriz de transición en términos relativos sería la que muestra el cuadro 2.

CUADRO 2

Transiciones en la condición de pobreza de los hogares entre $t = 0$ y $t = 1$

Condición de pobreza en $t = 0$	Condición de pobreza en $t = 1$		
	Pobres	No pobres	Total
Pobres	π_{pp}	π_{pn}	H_0
No pobres	π_{np}	π_{nn}	$1-H_0$
Total	H_1	$1-H_1$	1

Donde H_0 y H_1 representan los índices de incidencia de la pobreza⁴ en $t = 0$ y en $t = 1$, respectivamente, pues $H_0 = P_0/\Pi$ y $H_1 = P_1/\Pi$.

Una variante usualmente observada de estas matrices de transición es la de presentarlas en términos relativos, pero de manera que los componentes de su primera fila correspondan a los porcentajes observados de los hogares pobres en $t = 0$, según fueran observados pobres o no pobres en $t = 1$, y que los componentes de su segunda fila correspondan a los porcentajes observados de los hogares no pobres en $t = 0$, según fueran observados pobres o no pobres en $t = 1$. Con tal propósito, se pueden formular las siguientes definiciones:

por lo que λ_{pp} es la proporción de hogares pobres en $t = 0$ que continúan pobres en $t = 1$, λ_{pn} es la proporción de hogares pobres en $t = 0$ que se observan no pobres en $t = 1$, λ_{np} es la proporción de hogares no pobres en $t = 0$ que se observan pobres en $t = 1$ y λ_{nn} es la proporción de hogares no pobres en $t = 0$ que se observan no pobres en $t = 1$.

La matriz de transición puede replantearse entonces en los términos que muestra el cuadro 3.

CUADRO 3

Transiciones en la condición de pobreza de los hogares entre $t = 0$ y $t = 1$

Condición de pobreza en $t = 0$	Condición de pobreza en $t = 1$		
	Pobres	No pobres	Total
Pobres	λ_{pp}	λ_{pn}	1
No pobres	λ_{np}	λ_{nn}	1

En la matriz anterior, λ_{pn} representa lo que suele denominarse tasa de salida de la pobreza, y puede interpretarse como la probabilidad (condicional) de que un hogar se observe no pobre en un año, dado que se lo observó pobre el año anterior. Similarmente, λ_{np} representa lo que se conoce como tasa de entrada a la pobreza, y puede interpretarse como la probabilidad (condicional) de que un hogar se observe pobre en un año, dado que se lo observó no pobre el año anterior.

⁴ El índice de incidencia o de recuento de la pobreza se define como la razón q/n , donde q representa el número de individuos o de hogares pobres y n representa el número total de individuos u hogares en un momento dado.

Similarmente, λ_{pp} representa la tasa de permanencia en la pobreza, y puede interpretarse como la probabilidad (condicional) de que un hogar se observe pobre en un año, dado que se lo observó pobre el año anterior, mientras que λ_{nn} representa la tasa de permanencia en la no pobreza, y puede interpretarse como la probabilidad (condicional) de que un hogar se observe no pobre en un año, dado que se lo observó no pobre el año anterior.

Nótese que $\lambda_{pn}=1-\lambda_{pp}$ y $\lambda_{np}=1-\lambda_{nn}$. Puede comprobarse además que la tasa de incidencia de la pobreza, en una población estacionaria en la que las tasas de salida de la pobreza y de entrada a ella permanecen constantes en el tiempo, tiende al valor $H^*=1/[1+(\lambda_{pn}/\lambda_{np})]$, que se conoce como el índice de recuento o de incidencia de estado estacionario.

Si las tasas de permanencia y de salida de la pobreza y de la no pobreza que conforman una matriz de transición de pobreza se interpretan como las probabilidades condicionales de que un hogar (o individuo) de una población estacionaria experimente un tipo de transición, dada su condición de pobreza en un momento previo, entonces la condición de pobreza de los hogares (o individuos) describe lo que se denomina un proceso o cadena de Markov de primer orden.

Además de los análisis basados en tabulaciones, en el estudio de la dinámica de la pobreza es frecuente el uso de técnicas econométricas para calcular el comportamiento de las diversas variables involucradas.

Según Bane y Ellwood (1983) es posible distinguir dos enfoques principales: uno agrupa los métodos que intentan calcular directamente las duraciones de los episodios de pobreza y las probabilidades de que ocurran los diversos tipos de transición observables, y el otro se basa en la idea de calcular alguna variable representativa del bienestar para luego aislar el componente permanente del bienestar de las fluctuaciones transitorias alrededor de ese componente permanente.

El enfoque de la medición directa de duraciones de episodios y de probabilidades de transición, según Cantó (1998), está asociado a la tendencia a utilizar modelos con variables dependientes discretas. Bane y Ellwood (1983) desarrollan su metodología básica para estimar las duraciones de los episodios de pobreza en tres pasos: primero identifican los episodios, luego

calculan las probabilidades de salida por año y, por último, calculan las probabilidades de salida para generar distribuciones de duraciones de episodios para nuevos episodios y para episodios completos e incompletos observados en un punto en el tiempo.

Stevens (1995) extiende el análisis basado en los episodios de pobreza, considerando el efecto que tendría el hecho de experimentar episodios múltiples de pobreza dentro de un período dado sobre las probabilidades de salir de la pobreza y de regresar a ella.

Baulch y McCulloch (1998) y Paz (2002) utilizan un mismo modelo, denominado de riesgos proporcionales, para estimar el efecto de diversas variables explicativas demográficas y socioeconómicas sobre las probabilidades de que un hogar o una persona experimente una transición de pobreza. Este modelo de riesgos proporcionales guarda una estrecha relación con el modelo *logit* aplicado a casos de elección binaria, que es el que se utilizó para obtener algunos de los resultados que se presentan más adelante.

Por otra parte, en el enfoque de medición de un indicador del bienestar, que aplican Lillard y Willis (1978) y Rodgers y Rodgers (1991), se calcula un indicador del bienestar para luego aislar el componente permanente del bienestar de un individuo de las fluctuaciones transitorias alrededor de ese componente permanente; la medida en la que el componente permanente cae por debajo de la línea de pobreza es la medida de la pobreza crónica, mientras que las experiencias en pobreza atribuibles a las desviaciones alrededor del nivel permanente del bienestar corresponden a pobreza transitoria. Según Bane y Ellwood (1983), este enfoque tiene el atractivo de que refleja la descomposición teórica de Friedman entre el ingreso permanente y el ingreso transitorio, aparte de que trata explícitamente el problema de que la línea de pobreza es un estándar definido arbitrariamente, alrededor del cual el ingreso puede fluctuar de manera aleatoria. Los pobres crónicos se definen como la gente cuyo consumo per cápita de largo plazo (o ingreso permanente, de acuerdo con el concepto utilizado en la teoría del ciclo de vida) está por debajo de la línea de pobreza; la diferencia entre la pobreza observada y la pobreza permanente es el componente transitorio de la pobreza.

III

Construcción del panel a partir de cortes transversales

El objetivo de la investigación fue estudiar la dinámica de la pobreza en Costa Rica en el período 2000-2002. Para ello, era necesario contar con un panel de hogares con información sobre la condición de pobreza y otras variables socioeconómicas y demográficas para cada uno de los tres años comprendidos en ese período. Sin embargo, en Costa Rica no se realiza una encuesta de panel.

En ese país, el estudio de la pobreza se efectúa a partir de los datos recolectados en la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM), que lleva a cabo el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) en julio de cada año.

La EHPM, cuya cobertura es nacional, tiene la particularidad de que, como se explicará luego con más detalle, un cierto subconjunto de la muestra de viviendas seleccionadas en ella se repite de un año al siguiente; esto ofrece un muy buen punto de partida para identificar hogares que estén presentes en la encuesta en forma sucesiva por más de un año.

El diseño muestral de la EHPM es probabilístico de áreas, estratificado y bietápico. Es bietápico porque la muestra se determina en dos etapas. En una primera etapa se seleccionan segmentos, que son extensiones geográficas limitadas y definidas que en su conjunto abarcan la totalidad del territorio nacional. En una segunda etapa se seleccionan viviendas, en forma sistemática, dentro de cada segmento seleccionado en la primera etapa.

Los segmentos seleccionados en la primera etapa son los mismos desde 1999, año en que se inició la utilización del marco muestral vigente.

En relación con la segunda etapa de muestreo, acontece que cada año las viviendas seleccionadas son las mismas que el año anterior, excepto en un 25% de los segmentos, en los cuales se practica un procedimiento de "rotación", que consiste en desplazar en una posición las viviendas sistemáticamente seleccionadas. Así, si se consideran dos años sucesivos de la encuesta, las viviendas seleccionadas en la muestra son las mismas en el 75% de los segmentos; si se consideran tres años seguidos, ese porcentaje disminuye a 50%, y así sucesivamente. Como cada año rota un 25% diferente de segmentos, la renovación completa de la muestra se da al cabo de cuatro años. Por lo tanto, en

cada año la muestra de la encuesta no es independiente de la muestra de los años anteriores.

Para la EHPM, el INEC mantiene dos bases de datos diferentes. La primera es la de los segmentos. Esta almacena la información del marco muestral, esto es, de los segmentos seleccionados en la primera etapa de muestreo. A cada vivienda se asigna un número que se utiliza para identificarla en un mapa del segmento al que corresponde. Además, para cada vivienda se anota el nombre del jefe de hogar y el número de la boleta o cuestionario que se utilizará para realizar la entrevista a la hora de recolectar los datos en la etapa del trabajo de campo.

La segunda base de datos es la de los hogares. Esta almacena la información de las boletas o cuestionarios utilizados en las entrevistas, incluyendo toda la gama de variables de carácter demográfico y socioeconómico que se recopilan en la encuesta, así como otras variables calculadas a partir de las anteriores, para cada una de las personas incluidas en los hogares que habitan las viviendas seleccionadas. No se incluye en esta base de datos el número de la vivienda ni los nombres de las personas, pero sí el número del segmento y el del cuestionario o boleta.⁵

Para construir el panel de hogares requerido, en una primera etapa y a partir de la información contenida en la base de datos de los segmentos, se identificaron las viviendas que fueron visitadas consecutivamente en cada uno de los años del período bajo estudio y para las cuales los nombres registrados como jefes de hogar coincidían de manera exacta o sugerían una relación de parentesco.

Luego, en una segunda etapa, utilizando la información sobre el número del segmento y el número del cuestionario en cada año para cada una de estas viviendas, se tomó de la base de datos de los hogares la información correspondiente a esos cuestionarios, construyéndose así un archivo de hogares candidatos a conformar el panel. El cuestionario es la llave que

⁵ Los nombres de las personas se anotan manualmente en las boletas, pero no se incorporan a la base de datos. Por otra parte, el número de la vivienda visitada se empezó a incluir en la boleta y en la base a partir del 2004.

permite vincular las bases de datos de los segmentos con las de los hogares.

En una tercera etapa, se dejaron como hogares del panel aquellos hogares en que se observa la misma persona, confirmada además por la variable género, que fue declarada como jefe en al menos uno de los tres años y cuya edad declarada evoluciona de forma tal que admite un margen de error máximo de un año.

Finalmente, se excluyeron aquellos casos en que se observó ingreso cero o ignorado en uno o más de los tres años del panel, porque el estudio utilizaría la definición de pobreza basada en las líneas de pobreza y, por lo tanto, requeriría información sobre el ingreso de los hogares.

Así, se obtuvo un conjunto de datos de panel compuesto por 1.420 hogares con ingreso conocido en los tres años. El tamaño de muestra del panel representa el 16,5%, el 16,6% y el 15,2% del tamaño de la muestra total de la encuesta en los años 2000, 2001 y 2002, respectivamente.

La construcción de un panel de hogares por la vía descrita implica perder la información de aquellos hogares que se mudan a viviendas que no son visitadas al año siguiente; sin embargo, se desestimó la posibilidad de tratar de ubicar estos hogares, dadas las restricciones materiales que limitan la investigación.

Ahora bien, para obtener resultados sobre la dinámica de la pobreza en el mismo orden de magnitud que los correspondientes a los cortes transversales (que son los que se publican a partir de la EHPM), se consideró necesario añadir un factor de expansión adicional

al factor que ya está incluido en las bases de datos de la encuesta, con miras a obtener los valores poblacionales. El factor de expansión adicional se definió como el cociente que resulta de dividir el tamaño de la muestra de la encuesta en el primer año del panel por el tamaño de la muestra en el panel, según estrato.⁶ Al expandir las observaciones del panel se obtuvo un total de 803.989 hogares con ingreso conocido en los tres años en todo el país; esta cifra resulta menor en un 0,2% que la estimación que se obtiene para el año 2000 a partir de la muestra total de corte transversal (805.533 hogares).

Con el propósito de apreciar la posible representatividad de los datos del panel, se compararon las distribuciones relativas de algunas variables incluidas tanto en el panel como en la muestra de la EHPM, y se encontró una importante similitud entre estas distribuciones.

Para la variable sexo (del jefe de hogar), se observó que las diferencias entre los valores que corresponden a la distribución según los datos de la muestra y los del panel son de menos de medio punto porcentual en todos los casos.

También la variable edad (del jefe de hogar) tiene una distribución relativa en la muestra del panel muy similar a la de la muestra de la encuesta, como

⁶ Ya se había mencionado que el diseño muestral de la EHPM es estratificado. Existen 12 estratos, uno urbano y otro rural para cada una de seis regiones de planificación definidas en el territorio nacional.

CUADRO 4

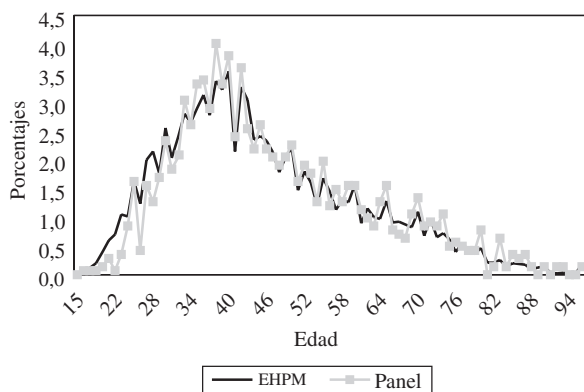
Costa Rica: Estadísticos de la variable edad del jefe de hogar en la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples y en el panel, 2000-2002

	2000		2001		2002	
	EHPM	Panel	EHPM	Panel	EHPM	Panel
Tamaño de la muestra	8 593	1 420	8 555	1 420	9 344	1 420
Media	45,66	47,22	45,79	48,28	45,56	49,14
Mediana	43,00	44,00	43,00	45,00	43,00	46,00
Valor máximo	99,00	99,00	99,00	99,00	99,00	99,00
Valor mínimo	15,00	16,00	16,00	19,00	15,00	17,00
Desviación estándar	15,17	15,14	15,35	15,06	15,34	15,08
Asimetría	0,69	0,71	0,71	0,69	0,70	0,69
Curtosis	2,96	2,91	3,01	2,85	3,01	2,86
Jarque-Bera	682,50	121,28	716,39	113,50	772,08	113,80
Probabilidad	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM) 2000-2002 y del panel.

GRÁFICO 1

Costa Rica: Distribución relativa de la variable edad del jefe de hogar en la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples y en el panel, 2000



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM) 2000 y del panel.

se aprecia en el cuadro 4 y el gráfico 1.

Nótese cómo, para el caso de la edad, la media y la mediana se incrementan en un año cada año posterior en el panel, lo cual es consistente con el hecho de contar efectivamente con un panel. Además, la desviación estándar es prácticamente igual en la EHPM que en el panel.

En el gráfico 1 se aprecia una coincidencia casi exacta de la distribución relativa de la variable edad en la EHPM y en el panel.

Un fenómeno similar al observado con la variable edad se da con otras variables, como tamaño del hogar y factor de expansión.

Además de las comparaciones de variables en las muestras, se hicieron algunas comparaciones de cifras correspondientes a valores de población obtenidos mediante el procedimiento de expansión de los datos de la EHPM y del panel.

Al comparar, por ejemplo, el número total de hogares por estrato, se concluye que para todos los estratos —y para el país en su conjunto— las desviaciones de los datos del panel expandidos respecto a las expansiones de la EHPM no llegan al 1% (en valor absoluto). La excepción es el caso del estrato correspondiente a la zona urbana de la región Huetar Norte en los años 2000 y 2001, en los que tales desviaciones ascienden al -3,0% y al -1,82%, respectivamente. Esto implica que la distribución relativa de los hogares con ingreso conocido según región y zona es casi idéntica

en uno y otro caso.

Otra variable que puede compararse es la correspondiente a la condición de pobreza. Las cifras sobre incidencia de pobreza para el país en su conjunto que se obtienen a partir de los datos de panel son bastante cercanas a las que se obtienen a partir de la EHPM (las diferencias son, a lo sumo, de 1,9 puntos porcentuales respecto a una tasa de incidencia del 20,6% en el 2002).

Un experimento adicional que se practicó con datos del panel consistió en calcular el coeficiente de Gini a partir de esos datos y compararlo con el que se obtiene a partir de la EHPM. Los resultados se presen-

CUADRO 5

Costa Rica: Coeficiente de Gini de la distribución del ingreso de los hogares obtenido de la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples y del panel, 2000, 2001 y 2002^a

	EHPM (1)	Panel (2)	Diferencia (3)=(1)-(2)
2000	0,4004	0,3919	0,0085
2001	0,4230	0,4084	0,0146
2002	0,4215	0,4082	0,0133

Fuente: Elaboración propia con datos de la EHPM.

^a El coeficiente de Gini se calculó agrupando los hogares por deciles del ingreso per cápita ajustado para corregir la subdeclaración.

tan en el cuadro 5.

Como muestra el cuadro, respecto al coeficiente de Gini los datos del panel arrojan resultados sistemáticamente menores —aunque no mucho menores— que los de la EHPM; además, reflejan la misma tendencia que los datos muestrales: un incremento notable del 2000 al 2001 y una muy leve disminución entre el 2001 y el 2002.

Por último, y para incursionar un poco en la consistencia del panel en cuanto conjunto longitudinal de datos, se seleccionó una muestra aleatoria de 14 hogares (un 1% del total de la muestra) y se comprobó por inspección visual el comportamiento de algunas variables demográficas y socioeconómicas de los miembros de estos hogares. Se encontró que, aun cuando la definición de coincidencia de hogar se volviera más estricta, de modo que impusiera condiciones relacionadas con la evolución de características demográficas o educacionales de los otros miembros del hogar (además de la evolución de las variables sexo y edad del jefe), en el 100% de los casos seleccionados en esta muestra aleatoria hay indicios suficientes para afirmar que se está en presencia de un mismo hogar en los tres años.

IV

Principales resultados sobre la dinámica de la pobreza

El cuadro 6 sintetiza los resultados sobre la dinámica de la pobreza para el período 2000-2002 obtenidos a partir de los datos del panel.

Como se observa, en el período 2000-2002 el 62,97% de los hogares no fue pobre en ninguno de los tres años, lo cual equivale a afirmar que en ese período el 37,03% de los hogares experimentó pobreza en al menos un año. Esta cifra es considerablemente más alta —casi el doble— que el 20% alrededor del cual ronda la incidencia de la pobreza en cada año en particular en ese período.

Por otra parte, los hogares que podrían calificarse como pobres crónicos (pobres los tres años del período) ascienden a un 8,84% del total. Estos hogares se concentran en las zonas rurales más intensamente que lo que lo hace el conjunto de todos los hogares pobres cada año. Se trata de hogares con jefes de muy poca educación, pues en un 91% de ellos el jefe no tiene más educación que la primaria en todos los años del período bajo análisis. En el conjunto de estos hogares, la proporción en que el jefe se observa ocupado es bastante baja (oscila entre el 53% y el 59% en el período bajo análisis) y la agricultura es la rama de actividad en que tiene la mayor participación, principalmente como trabajador por cuenta propia o como empleado de empresa privada. Los jefes de hogar in-

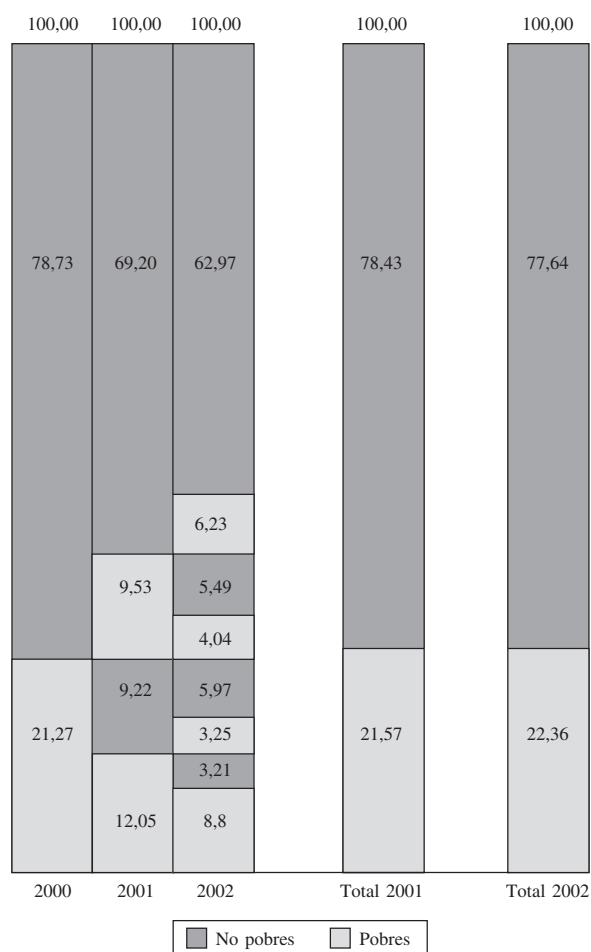
activos de este grupo de hogares corresponden en gran parte a personas mayores y sin ningún ingreso.

El resto de los hogares que experimentaron pobreza en el período (un 28,19% del total) está conformado por hogares que experimentaron pobreza en 1 ó 2 de los tres años bajo análisis.

El gráfico 2 permite apreciar la forma en que, a partir de la situación de incidencia de la pobreza en el

GRÁFICO 2

Costa Rica: Evolución de la condición de pobreza de los hogares, 2000-2002
(Porcentajes)



CUADRO 6

Costa Rica: Frecuencias de las transiciones de pobreza de los hogares en el período 2000-2002

N°	Tipo de secuencia		Resultados del panel expandido	
	Descripción literal	Descripción algebraica	Absoluto	Relativo
1	(N, N, N)	(0, 0, 0)	506 300	62,97
2	(N, N, P)	(0, 0, 1)	50 073	6,23
3	(N, P, N)	(0, 1, 0)	44 133	5,49
4	(N, P, P)	(0, 1, 1)	32 449	4,04
5	(P, N, N)	(1, 0, 0)	48 027	5,97
6	(P, N, P)	(1, 0, 1)	26 140	3,25
7	(P, P, N)	(1, 1, 0)	25 784	3,21
8	(P, P, P)	(1, 1, 1)	71 083	8,84
Total			803 989	100,00

Fuente: Elaboración propia con datos del panel.

Fuente: Elaboración propia con datos del panel.

año 2000, las transiciones entre pobreza y no pobreza conforman los conglomerados de pobres y no pobres en cada uno de los dos años siguientes. La incidencia de la pobreza, calculada a partir de las expansiones de los datos del panel, no varía considerablemente entre el año 2000 y el 2001, ni entre este último año y el 2002; además, esta incidencia de la pobreza fluctúa alrededor de un 21% o un 22%. No obstante, a pesar de la relativa estabilidad en la incidencia de la pobreza, existe un notable grado de movilidad de una condición de pobreza a otra en las dos transiciones analizadas (2000-2001 y 2001-2002).

Vemos en el cuadro 7 que entre el 2000 y el 2001, un 9,53% del total de hogares pasaron de no pobres a pobres y una cantidad muy similar (un 9,22%) pasó de pobre a no pobre; en la siguiente transición, 2001/2002, un 9,48% (= 6,23%+3,25%) del total de hogares pasó de no pobres a pobres, mientras que un 8,70% (= 5,49%+3,21%) pasó de pobres a no pobres. Todos estos porcentajes son similares, lo cual concuerda con

el hecho de que la incidencia de la pobreza casi no cambió en el período.

A partir de matrices de transición se elaboró el cuadro 7, en el cual se observan las tasas de salida de la pobreza y de entrada a ella, las tasas de permanencia en la pobreza y en la no pobreza, el índice de incidencia de estado estacionario y otros indicadores de la dinámica de la pobreza.

Del total de hogares que eran pobres en el 2000, un 56,64% continuó siendo pobre en el 2001 y un 43,36% salió de la pobreza; por otro lado, del total de hogares no pobres en el 2000, un 12,10% cayó en la pobreza en el 2001, mientras que un 87,90% se mantuvo no pobre en este último año. Con tales comportamientos de salida de la pobreza y entrada a ella, el índice de incidencia de estado estacionario (H^*), que representa el valor de equilibrio de largo plazo del índice de incidencia de la pobreza en el caso de que se mantuvieran constantes la población y las tasas de entrada a la pobreza y de salida de ella, sería del

CUADRO 7

Costa Rica: Indicadores de la dinámica de la pobreza de los hogares, 2000-2002^a

Transición	λ_{pp}	λ_{pn}	λ_{np}	λ_{nn}	H^*	C
2000-2001	0,5664	0,4336	0,1210	0,8790	0,2181	0,1875
2001-2002	0,5969	0,4031	0,1209	0,8791	0,2307	0,1818

Fuente: Elaboración propia con datos del cuadro 6.

^a λ_{pp} = tasa de permanencia en la pobreza; λ_{pn} = tasa de salida de la pobreza; λ_{np} = tasa de entrada a la pobreza; λ_{nn} = tasa de permanencia en la no pobreza; H^* = índice de incidencia de estado estacionario; C = proporción de hogares que cambia de condición de pobreza.

21,81%. Un 18,75% del total de hogares experimentó algún tipo de transición entre el 2000 y el 2001.

Para el período 2001-2002 se observa una disminución en la tasa de salida de la pobreza, que se ubica en 40,31% frente a 43,36% en el primer caso; en cambio, las tasas de entrada a la pobreza y de permanencia en la no pobreza prácticamente se repiten. Por ello, el índice de incidencia de estado estacionario acusa un notable crecimiento de 1,26 puntos porcentuales, resultado que concuerda con el aumento (de 0,3 puntos) en la incidencia de la pobreza de los hogares, según las cifras oficiales que publica el INEC.

De los hogares pobres en el año 2000 que salieron de la pobreza en el 2001 (los que suman 74.167 hogares), un 64,76% logra mantenerse fuera de la pobreza en el 2002, mientras que el restante 35,24% regresa a ella. Por su parte, de los 76.582 hogares que aparecen como no pobres en el 2000 y que caen en la pobreza en

el 2001, un 57,63% logra salir en el 2002, mientras que el 42,37% permanece en la pobreza en este último año.

Una comparación con resultados de este tipo disponible para Perú y Argentina resulta interesante. En el caso de Perú, Herrera (2001) informa de una tasa de salida de la pobreza del 25,5% y una tasa de entrada a ella del 23,8% para la transición de personas entre 1997 y 1999. En este caso, la tasa de salida es bastante menor que la que se observa para los hogares en Costa Rica en el período 2000-2002, mientras que la tasa de entrada a la pobreza resulta de casi el doble. En el caso de Argentina, Paz (2002) informa de tasas de entrada en el período 1998-2000 ligeramente inferiores a las observadas en Costa Rica en el período 2000-2002, pues oscilan entre 9,9% y 11,5% en tres ondas sucesivas en aquel período; sin embargo, las tasas de salida son bastante más bajas, pues fluctúan entre el 23,3% y el 30,0% en el mismo período (fren-

te a una tasa de salida que ronda cerca del 40% en Costa Rica en el período 2000-2002).

Se observa, por otra parte, una notable movilidad en los hogares de extrema pobreza. Para la transición 2000-2001, una tercera parte de estos hogares (el 32,80%) logra salir de la pobreza, mientras que un 30,70% pasa a la categoría de hogares pobres que satisfacen las necesidades básicas alimentarias y un 36,50% permanece en la extrema pobreza. En la siguiente transición (2001-2002) la situación es un poco más severa para los pobres extremos, pues se reduce en 4,87 puntos porcentuales la tasa de transición hacia la no pobreza en favor de las transiciones hacia la categoría de pobres no extremos.

Para los no pobres, la experiencia es similar en ambas transiciones: permanecen fuera de la pobreza alrededor del 88%, y de los que entran en la pobreza

una cifra que ronda la quinta parte cae en la pobreza extrema.⁷

En la investigación se analizaron las matrices de transición correspondientes a hogares pobres y a hogares no pobres, según diversas variables de interés. Como resultado de carácter general, se observó que las variables socioeconómicas y demográficas asociadas a las mayores tasas de incidencia de la pobreza en el enfoque estático, también explican en gran medida la permanencia en la pobreza y la entrada a ella en el enfoque dinámico.

A manera de ilustración, se presentan dos pares de cuadros para mostrar las transiciones desglosadas según las variables zona y sexo. El primero de esos pares, los cuadros 8 y 9, presentan las transiciones de los hogares pobres según zona de residencia.

Se observa que la tasa de salida de la pobreza es bastante mayor en las zonas urbanas que en las rurales, tanto en la transición 2000-2001 como en la transición 2001-2002; incluso en la primera de estas transiciones la tasa de salida de la pobreza en las zonas urbanas resulta mayor que la tasa de permanencia, contrariamente a lo que sucede con las tasas globales. Todo esto

⁷ Un resultado similar a este entrega Herrera (2001) para el caso del Perú en el período 1997-1999.

CUADRO 8

Costa Rica: Transiciones 2000-2001 de los hogares pobres en el 2000, según zona de residencia^a

Zona	Total		Permanecen en pobreza			Salen de la pobreza		
	Absoluto	%	Absoluto	%	λ_{pp}	Absoluto	%	λ_{pn}
Total	171 034	100,00	96 867	100,00	56,64	74 167	100,00	43,36
Urbana	85 870	50,21	41 702	43,05	48,56	44 168	59,55	51,44
Rural	85 164	49,79	55 165	56,95	64,78	29 999	40,45	35,22

Fuente: Elaboración propia con datos del panel.

^a λ_{pp} = tasa de permanencia en la pobreza; λ_{pn} = tasa de salida de la pobreza.

CUADRO 9

Costa Rica: Transiciones 2001-2002 de los hogares pobres en el 2001, según zona de residencia^a

Zona	Total		Permanecen en pobreza			Salen de la pobreza		
	Absoluto	%	Absoluto	%	λ_{pp}	Absoluto	%	λ_{pn}
Total	173 449	100,00	103 532	100,00	59,69	69 917	100,00	40,31
Urbana	79 966	46,10	42 884	41,42	53,63	37 082	53,04	46,37
Rural	93 483	53,90	60 648	58,58	64,88	32 835	46,96	35,12

Fuente: Elaboración propia con datos del panel.

^a λ_{pp} = tasa de permanencia en la pobreza; λ_{pn} = tasa de salida de la pobreza.

puede reflejar una mayor diversidad de oportunidades de empleo en las zonas urbanas que en las rurales.

Por otra parte, resulta interesante observar que cuando la tasa global de salida de la pobreza se reduce (en la transición 2001-2002), es en las zonas urbanas donde se concentra el efecto. En las zonas rurales, en cambio, la tasa de salida parece mostrar una cierta rigidez, pues se mantiene prácticamente constante y cercana al 35% en los dos períodos.

Por su parte, el par constituido por los cuadros 10 y 11 presenta las transiciones de los hogares no pobres, según el sexo del jefe de hogar.

En las transiciones de los hogares no pobres, aquellos cuyo jefe es una mujer parecen ser más proclives a caer en la pobreza que los encabezados por varones, fenómeno que se observa con más claridad en la transición 2000-2001.

Otros resultados relevantes sobre la dinámica de la pobreza obtenidos a partir de las matrices de transición indican que las mayores probabilidades de salir de la pobreza están asociadas a hogares con jefes que

poseen más educación, de tamaño decreciente o con cantidades crecientes de preceptores de ingreso, y con jefe dedicado a actividades diferentes de la agricultura y la ganadería.

Las probabilidades de caer en la pobreza son mayores para hogares de zonas rurales, de regiones diferentes a la Región Central del país (donde se encuentran las principales ciudades), con jefatura femenina, y con jefes de hogar dedicados a la agricultura y con bajos niveles de educación.

En adición al análisis de las matrices de transición, se establecieron dos modelos econométricos logit, uno para explicar la probabilidad de los hogares de salir de la pobreza y otro para estimar la probabilidad de entrar a la pobreza, cuyos resultados se presentan en el cuadro 12.

La hipótesis nula es que el valor del coeficiente de cada una de las variables en la estimación es cero, lo cual se rechazó para todas las variables empleadas en las estimaciones respectivas a un nivel de confianza superior al 99%.

CUADRO 10

Costa Rica: Transiciones 2000-2001 de los hogares no pobres en el 2000, según el sexo del jefe de hogar en el 2000^a

Sexo del jefe	Total		Permanecen no pobres			Entran a la pobreza		
	Absoluto	%	Absoluto	%	λ_{nn}	Absoluto	%	λ_{np}
Total	632 955	100,00	556 373	100,00	87,90	76 582	100,00	12,10
Hombre	491 803	77,70	439 582	79,01	89,38	52 221	68,19	10,62
Mujer	141 152	22,30	116 791	20,99	82,74	24.361	31,81	17,26

Fuente: Elaboración propia con datos del panel.

^a λ_{nn} = tasa de permanencia en la no pobreza; λ_{np} = tasa de entrada a la pobreza.

CUADRO 11

Costa Rica: Transiciones 2001-2002 de los hogares no pobres en el 2001, según el sexo del jefe de hogar en el 2001^a

Sexo del jefe	Total		Permanecen no pobres			Entran a la pobreza		
	Absoluto	%	Absoluto	%	λ_{nn}	Absoluto	%	λ_{np}
Total	630 540	100,00	554 327	100,00	87,91	76 213	100,00	12,09
Hombre	486 308	77,13	429 936	77,56	88,41	56 372	73,97	11,59
Mujer	144 232	22,87	124 391	22,44	86,24	19 841	26,03	13,76

Fuente: Elaboración propia con datos del panel.

^a λ_{nn} = tasa de permanencia en la no pobreza; λ_{np} = tasa de entrada a la pobreza.

CUADRO 12

Costa Rica: Resultados de las estimaciones de los modelos probabilísticos que explican las salidas desde la pobreza y las entradas a ella, 2000-2002

Variables	Salida desde la pobreza		Entrada a la pobreza	
	Coefficiente (error estándar)	Valor de Z ($P > z $)	Coefficiente (error estándar)	Valor de Z ($P > z $)
Región central (<i>regionce</i>)	0,1381 (0,0097)	14,27 0,000	-0,2056 (0,0069)	-29,85 0,000
Zona urbana (<i>zонаurb</i>)	0,4475 (0,0108)	41,51 0,000	0,1135 (0,0074)	15,39 0,000
Relación ingreso per cápita / línea de pobreza (<i>distline</i>)	1,0815 (0,0191)	56,50 0,000	-0,2926 (0,0027)	-106,95 0,000
Rama de actividad agropecuaria (<i>agric</i>)	-0,3696 (0,0128)	-28,86 0,000	0,8464 (0,0092)	91,71 0,000
Activo	0,5038 (0,0133)	37,98 0,000	-0,2079 (0,0099)	-20,99 0,000
Hombre	0,2054 (0,0111)	18,45 0,000	-0,5253 (0,0078)	-67,25 0,000
Edad	-0,1434 (0,0004)	-37,85 0,00062	-0,0043 (0,0003)	-15,44 0,000
Educación (<i>educ</i>)	0,3645 (0,0058)	62,45 0,000	-0,3319 (0,0031)	-105,96 0,000
Dependientes por perceptor (<i>deporper</i>)	-0,2540 (0,0030)	-84,27 0,000	0,1375 (0,0029)	48,10 0,000
Cambio en el tamaño del hogar (<i>dtamahog</i>)	-0,3116 (0,0051)	-61,32 0,000
Constante	0,0260 (0,0293)	0,89 0,376	0,4027 (0,0205)	19,64 0,000
<i>Estadísticos de los modelos</i>				
Observaciones		247 616		707 122
Chi ² del modelo		34 650,69		92 239,68
Probabilidad del Chi ²		0,0000		0,0000
Seudo R ²		0,1250		0,1029
Porcentaje global de predicciones correctas		65,0		78,5

Fuente: Elaboración propia sobre la base de resultados de regresión.

En ambos modelos, las variables explicativas resultaron significativas. Esto indica que un hogar en la región central del país tiene una mayor probabilidad de salir de la pobreza que un hogar que se ubica en cualquiera de las otras regiones. Un hogar encabezado por un hombre tiene mayor probabilidad de salir de la pobreza que uno cuya jefatura es femenina. Cuanto mayor sea la relación entre el ingreso per cápita del hogar y la línea de pobreza, tanto mayor será la probabilidad de salir de la pobreza. Además, si el jefe del hogar busca trabajo, se encuentra incapacitado o está ocupado, tiene más probabilidades de salir de la pobreza que si está inactivo.

Otra de las variables estadísticamente significativas que explican la probabilidad de salir de la pobreza es la razón entre dependientes y perceptor (*deporper*): cuanto mayor sea el número de personas que dependen del ingreso de un perceptor, mayor será el volumen de necesidades que deberán satisfacerse con dicho ingreso.

La variable cambio en el tamaño del hogar (*dtamahog*) resultó también significativa estadísticamente. A mayores niveles de cambio en la cantidad de miembros del hogar corresponden menores probabilidades de salir de la pobreza. Al estimar el modelo para las entradas a la pobreza, todas las variables resultan significativas desde el punto de vista estadístico.

CUADRO 13

**Costa Rica: Modelo de probabilidad de entrada a la pobreza.
Efectos marginales**

Variables ^a	dy/dx	Error estándar	z	P > z	X
<i>regione</i>	-0,0273992	0,00094	-29,07	0,000	0,664663
<i>zonaurb</i>	0,0146498	0,00095	15,50	0,000	0,603390
<i>distline</i>	-0,0380754	0,0003	-126,56	0,000	3,46301
<i>agric</i>	0,1346584	0,00176	76,72	0,000	0,136805
<i>activo</i>	-0,0281875	0,0014	-20,12	0,000	0,783390
<i>hombre</i>	-0,0751096	0,00123	-61,12	0,000	0,761579
<i>edad</i>	-0,0005629	0,00004	-15,43	0,000	48,2432
<i>educ</i>	-0,0431979	0,0004	-106,68	0,000	1,69709
<i>deporper</i>	0,0179003	0,00038	47,26	0,000	1,40086

Fuente: Elaboración propia sobre la base de resultados de regresión.

^a Véase la denominación completa de las variables en el cuadro 12.

co. Además, el signo de los coeficientes es igual al esperado para todas las variables, salvo la de zona urbana (*zonaurb*). Si el jefe del hogar es mujer y se dedica a la actividad agrícola, el hogar tiene una mayor probabilidad de entrar a la pobreza. Cuanto mayor sea la edad, tanto menor resulta la probabilidad de entrar a la pobreza.

A partir de los resultados del *logit*, es posible calcular los efectos marginales de las variables explicativas del modelo sobre las probabilidades de observar el fenómeno en cuestión. Dicho de otra forma, los efectos marginales dan a conocer en qué proporción cambia la probabilidad de salir de la pobreza o de entrar a ella ante un cambio unitario en las variables explicativas. Los resultados obtenidos para estas variables se incluyen en el cuadro 13.

Si se multiplica el vector de coeficientes estimados por X del cuadro anterior y el resultado se utiliza como argumento en la función derivada de la logísti-

ca, se obtiene la probabilidad de entrada a la pobreza en Costa Rica para los hogares no pobres, si se consideran las variables del modelo anterior como explicativas y en sus valores medios. La probabilidad de entrada a la pobreza para el período en estudio, según el modelo anterior, es de 15,4%, cifra que no difiere mucho del 12,0% que se obtuvo de las matrices de transición expuestas anteriormente. Este resultado sirve para considerar que el modelo de probabilidad de entrada a la pobreza planteado anteriormente se ajusta bien y permite estimar en forma conjunta la dirección en que varía la probabilidad de entrar a la pobreza ante cambios en las variables independientes.

Por su parte, el modelo de probabilidad de salida de la pobreza, al calcular los valores de los efectos marginales, arroja un resultado de un 59,5% frente a una tasa de salida obtenida de las matrices de transición que oscila entre el 40% y el 43%, según se expuso previamente.

V

Conclusiones

El estudio realizado permite concluir que es posible construir conjuntos de datos de panel a partir de cortes transversales de una encuesta elaborada bajo el esquema de renovación parcial.

El procedimiento por el cual se construyó el panel es una opción para abordar el estudio de la dinámica de la pobreza en países en desarrollo donde se

lleven a cabo encuestas para las cuales la construcción de la muestra entre varios períodos no es totalmente independiente.

De acuerdo con los resultados de la presente investigación y bajo las limitaciones que imponen las características del conjunto de datos utilizados, queda claro que en Costa Rica efectivamente existe un importante flujo de hogares que entran a la pobreza y

salen de ella a medida que transcurre el tiempo, pese a la relativa estabilidad que muestran la incidencia de la pobreza y las condiciones del entorno económico.

Si se adoptara una definición más amplia de lo que constituye pobreza en los hogares, como la de calificar de pobre a un hogar que haya experimentado la pobreza al menos una vez en un período de tres años consecutivos, la cantidad de hogares en tales condiciones subiría al 37%, cifra que casi doblaría el 20% que se ha adoptado como la tendencia generalizada de la incidencia de la pobreza en los últimos años. En otras palabras, en el período de tres años bajo estudio, un 37% de los hogares ha tenido la experiencia de encontrarse en la pobreza, si bien es cierto que en cada año de ese período solo un poco más de la mitad de esos hogares experimentó tal condición.

Por otra parte, se observó que un 60% de los hogares que son pobres tienden a permanecer pobres, mientras que el restante 40% de los hogares que son pobres logra escapar de dicha condición. Por su parte, un 88% de los hogares que son no pobres tienden a permanecer así, mientras que un 12% cae en la pobreza cada año. De los que caen en la pobreza, cerca de

una quinta parte cae en la pobreza extrema.

Como un resultado de carácter general, puede afirmarse que algunas variables (por ejemplo, educación, zona, número de perceptores) que se asocian a la presencia de pobreza desde un enfoque estático, también se pueden asociar al fenómeno en su dimensión longitudinal.

Se encontró evidencia de que los hogares experimentan transiciones en su nivel de pobreza y lo hacen en proporciones importantes, a pesar de la estabilidad de indicadores macroeconómicos como la tasa de inflación, el nivel de empleo y la estructura productiva del país, y a pesar también de la estabilidad observada en la incidencia de la pobreza misma.

El hecho de que los pobres, incluyendo los pobres extremos, no sean siempre los mismos, plantea a los gobernantes la necesidad de afinar los criterios para concebir y ejecutar las políticas destinadas a combatir la pobreza, de modo que ellas se ajusten a la naturaleza dinámica del fenómeno. Como medida de carácter general, las políticas de los gobiernos contra la pobreza deberían orientarse a favorecer no solo a los factores que generan las salidas de la pobreza sino también a aquellos factores que evitan las entradas a ella.

Bibliografía

- Baltagi, B.H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, Nueva York, John Wiley & Sons.
- Bane, M.J. y D.T. Ellwood (1983): *Slipping into and out of Poverty: the Dynamics of Spells*, NBER Working Paper, N° 1199, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research, septiembre.
- Baulch, B. y N. McCulloch (1998): *Being Poor and Becoming Poor: Poverty Status and Poverty Transitions in Rural Pakistan*, IDS Working Paper, N° 79, Brighton, Reino Unido, Institute of Development Studies, University of Sussex, diciembre.
- Buck, N., J.F. Ermisch y S.P. Jenkins (1995): *Choosing a Longitudinal Survey Design: the Issues*, Colchester, Reino Unido, ESRC Research Centre on Micro-Social Change, Universidad de Essex, septiembre.
- Cantó, O. (1998): *The Dynamics of Poverty in Spain: the Permanent and Transitory Poor*, tesis, Florencia, European University Institute.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2004): *Panorama social de América Latina 2002-2003*, LC/G.2209-P, Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.03.II.G.185.
- Deaton, A. (1997): *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore, Maryland, The Johns Hopkins University Press.
- Herrera, J. (2001): *Poverty Dynamics in Peru, 1997-1999*, documento de trabajo, N° DT/2001/09, París, Développements, Institutions & Analyses de Long Terme (DIAL). Disponible en http://www.dial.prd.fr/dial_publications/dial_publications/doctrav.htm.
- Lillard, L.A. y R.J. Willis (1978): Dynamics aspects of earning mobility, *Econometrica*, vol. 46, N° 5, Nueva York, Econometric Society, septiembre.
- Paz, J.A. (2002): *Una introducción a la dinámica de la pobreza en la Argentina*, documento de trabajo, N° 226, Buenos Aires, Universidad del CEMA, octubre. Disponible en <http://www.cema.edu.ar/publicaciones/download/documentos/226.pdf>
- Roberts, B. (2000): *Chronic and Transitory Poverty in Post-Apartheid South Africa: Evidence from Kwa-Zulu-Natal*, CSDS Working Paper, N° 28, Durban, School of Development Studies, University of Natal. Disponible en <http://sds.ukzn.ac.za/default.php?3,6,26,4,0>
- Rodgers, J.R. y J.L. Rodgers (1991): *The Measurement of Chronic and Transitory Poverty; with Application to the United States*, Working Paper, N° 55, Greensboro, University of North Carolina at Greensboro, junio.
- Slon, P. y E. Zúñiga (2004): *Aspectos dinámicos de la pobreza en Costa Rica*, tesis, San José, Escuela de Economía, Universidad de Costa Rica.
- Stevens, A.H. (1995): *Climbing out of Poverty, Falling back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells*, Working Paper, N° 5390, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research, diciembre.