

## Conferencia Interamericana de Seguridad Social



**Centro Interamericano de  
Estudios de Seguridad Social**

Este documento forma parte de la producción editorial de la Conferencia Interamericana de Seguridad Social (CISS)

Se permite su reproducción total o parcial, en copia digital o impresa; siempre y cuando se cite la fuente y se reconozca la autoría.

Desastres Naturales y Pobreza en América Latina  
Editor Invitado  
Alejandro de la Fuente

Alejandro de la Fuente

**DESASTRES NATURALES Y POBREZA EN AMÉRICA LATINA: IMPACTOS AL BIENESTAR Y SOLUCIONES EN MATERIA DE PROTECCIÓN SOCIAL**

Patrick Premand

**HURACÁN MITCH Y CRECIMIENTO DEL CONSUMO DE LOS HOGARES AGRÍCOLAS NICARAGÜENSES**

Cristina Rosemberg  
Ricardo Fort  
Manuel Glave

**EFFECTO QUE TIENEN LOS DESASTRES NATURALES EN LAS TRANSICIONES ENTRE ESTADOS DE POBREZA Y EN EL CRECIMIENTO DEL CONSUMO. EVIDENCIAS AL RESPECTO EN ZONAS RURALES DE PERÚ**

Patrick Premand  
Renos Vakis

**¿TIENEN ALGÚN EFECTO LOS CHOQUES EN LA PERSISTENCIA DE LA POBREZA? EVIDENCIA USANDO TRAYECTORIAS DEL BIENESTAR EN NICARAGUA**

Paul B. Siegel  
Alejandro de la Fuente

**INCORPORACIÓN DE LA GESTIÓN DEL RIESGO DE DESASTRES NATURALES EN LAS POLÍTICAS DE PROTECCIÓN SOCIAL (Y VICEVERSA) EN AMERICA LATINA Y EL CARIBE**

Alain de Janvry  
Elisabeth Sadoulet  
Renos Vakis

**CÓMO PROTEGER A LOS NIÑOS VULNERABLES DE LOS RIESGOS NO CUBIERTOS: ADAPTACIÓN DE LOS PROGRAMAS DE TRANSFERENCIAS CONDICIONADAS EN EFECTIVO PARA OFRECER REDES DE PROTECCIÓN SOCIAL MAS AMPLIAS**



# Bienestar y Política Social

# ¿TIENEN ALGUN EFECTO LOS CHOQUES EN LA PERSISTENCIA DE LA POBREZA? EVIDENCIA USANDO TRAYECTORIAS DEL BIENESTAR EN NICARAGUA

Patrick Premand\*  
Banco Mundial  
ppremand@worldbank.org

Renos Vakis  
Banco Mundial  
rvakis@worldbank.org

## Resumen

**L**os choques suelen asociarse principalmente con movilidad descendente o con movimientos cíclicos de corto plazo en los cuales se entra y sale de la pobreza. Sin embargo, es probable que los hogares que se encuentran en la parte inferior de la distribución del bienestar sean aquellos que tienen mayores limitaciones para acceder a mecanismos de aseguramiento. En este estudio, consideramos si los choques tienen o no un efecto directo en la persistencia de la pobreza. Para analizar el efecto que tienen los choques en el bienestar de los hogares a través del tiempo, definimos trayectorias como la secuencia de la posición que ocupan los hogares en la distribución a través del tiempo. Las trayectorias nos proporcionan una representación consistente de la movilidad de los hogares cuando se viola el supuesto de Markov de primer orden. En una encuesta nicaragüense tipo panel donde se llevan a cabo tres rondas de entrevistas, evaluamos la forma en la cual los choques impulsan dos patrones específicos de movilidad. Confirmamos que los choques contribuyen a la movilidad descendente, pero también encontramos nueva y robusta evidencia de que causan persistencia de la pobreza e impiden movimientos ascendentes en la parte inferior de la distribución. Este resultado indica que se podrían derivar grandes beneficios de políticas de manejo social del riesgo que estuvieran dirigidas no únicamente a los hogares vulnerables que no son pobres, sino también, y principalmente, a los pobres.

\_\_\_ Palabras clave: Movilidad económica, persistencia de la pobreza, choques, Nicaragua.  
Clasificación JEL: I32, O10, D30.

\* Este estudio forma parte del material que se preparó para el trabajo de investigación “Strategies to Address Extreme Poverty in Low Income Countries: Balancing Prevention and Protection”, financiado por la Red de Desarrollo Humano, Grupo de Protección Social del Banco Mundial. Los descubrimientos, las interpretaciones

## Introducción

Los países en desarrollo constituyen entornos propensos a múltiples riesgos, tales como volatilidad de los precios, los desastres naturales, la inestabilidad climática o las enfermedades. La mera presencia de riesgos antes que ocurra un evento afecta el bienestar de las familias y contribuye de manera directa a la persistencia de la pobreza mediante costosas estrategias en materia de manejo de riesgos (Fafchamps 2003; Elbers et al. 2007). En presencia de mercados de seguros incompletos, los hogares generalmente orientan su ingreso hacia activos o actividades que representan poco riesgo y ofrecen bajos rendimientos (Deaton 1991; Rosenzweig y Binswanger 1993; Morduch 1995; Dercon 1998).

El bienestar de los hogares todavía presenta variaciones importantes a través del tiempo (Baulch y Hoddinott 2000). Los choques—la realización de un riesgo—han sido identificados como los factores determinantes de la dinámica del bienestar. Los choques pueden tener efectos dinámicos y heterogéneos, dependiendo de la especificación (e interacción) del proceso subyacente de generación de bienestar y del acceso que tengan los hogares a mecanismos de aseguramiento.

Los choques suelen verse principalmente como algo que conduce a la movilidad de los hogares en el corto plazo. El concepto de “pobreza transitoria” captura las entradas y salidas de la pobreza (Jalan y Ravallion 2000). La forma en la cual los choques contribuyen a la “pobreza transitoria” pone de relieve su efecto de impulsar la movilidad descendente transitoria en personas vulnerables que no son pobres. La corta duración de estos efectos depende del proceso de generación de bienestar que permite una recuperación relativamente rápida de eventos adversos, o de que los hogares puedan acceder a mecanismos de aseguramiento que no sean costosos.

Sin embargo, un creciente número de artículos sugiere que los choques pueden tener efectos más profundos y más duraderos. Los choques pueden ocasionar descensos en el bienestar al agotar totalmente los activos (Carter et al. 2004; McPeak 2004), o provocar la utilización de mecanismos de manejo de riesgos que inducen la descapitalización de activos productivos (Rosenzweig y Wolpin 1993; Zimmerman y Carter 2003) o de capital humano (Jacoby y Skoufias 1997; Dercon y Hoddinot 2004). Dependiendo de la forma en que esté modelado el proceso generador de bienestar, los choques pueden ocasionar que la recuperación sea lenta, e inclusive generar trampas de pobreza (Barrett y Carter 2006). Los últimos estudios empíricos han destacado que los choques pueden tener efectos en la dinámica que van más allá del corto plazo (Dercon 2004; Jalan y Ravallion 2004; Lokshin y Ravallion 2004).

---

y las conclusiones que se expresan en este estudio son exclusivamente nuestras. No representan las opiniones del Banco Internacional para la Reconstrucción y el Desarrollo/Banco Mundial y sus organizaciones afiliadas, ni las de los Directores Ejecutivos del Banco Mundial o los gobiernos a los cuales representan. Agradecemos a Stefan Dercon, Steve Bond, Chris Elbers, Valerie Kozel, Gaston Yalonetzky, Catherine Portery, Ximena del Carpio y a dos críticos anónimos por sus comentarios y sugerencias. Somos los únicos responsables de todos los errores restantes. La versión original de este artículo fue escrita en inglés, ver Premand y Vakis (2010).

La mayoría de los trabajos que se han realizado sobre el efecto de largo plazo de los choques, se concentra en la movilidad descendente de personas vulnerables que no son pobres, tal vez mejor ilustrado por los trabajos de investigación sobre las trampas de pobreza (Barrett 2005; Barrett y Carter 2006). Esta atención es legítima, ya que los choques pueden ocasionar que personas vulnerables que no son pobres caigan en una situación de pobreza permanente en presencia de múltiples equilibrios o no convexidades en el proceso subyacente de bienestar.

Sin embargo, los textos sobre nivelación del consumo (*consumption smoothing*) sugieren que es probable que los hogares que se encuentran hasta el final de la distribución del bienestar sean aquellos que se enfrentan con mayores limitaciones para acceder a mecanismos formales e informales de aseguramiento. “El riesgo moral (*moral hazard*) y los problemas de cumplimiento (*enforcement problems*) tienen mayores probabilidades de dañar a los hogares más pobres” (Morduch 1995, p. 112). A los pobres también se les restringen los créditos, o se les excluye de acuerdos informales basados en la reciprocidad, con mayor frecuencia.<sup>1</sup> Aún si los choques estuvieran parcialmente asegurados, aquellos hogares que no son pobres podrían acceder a mecanismos menos costosos para enfrentar los problemas. Asimismo, el horizonte a través del cual se extiende el efecto de los choques puede variar entre los pobres y los no pobres: los choques que afectan el bienestar pueden tener efectos más temporales en hogares que están en mejores circunstancias que en hogares pobres.

Este estudio aborda el papel decisivo, y a menudo velado, que desempeñan los choques como causa directa de la persistencia de la pobreza.<sup>2</sup> Aún si consideramos si los choques afectan o no la movilidad descendente de personas vulnerables que no son pobres, la contribución más importante de este estudio es que llena la brecha que existe en los textos al comprobar de manera formal si existe o no la posibilidad de que los choques generen persistencia de la pobreza. Al hacer lo anterior, construimos un puente entre los textos sobre nivelación del consumo—mismos que sugieren que los pobres no están tan bien asegurados—y los textos sobre la dinámica de la pobreza—los cuales asocian los choques principalmente con la forma en la cual los hogares entran y salen de la pobreza por períodos cortos, o movilidad descendente de las personas vulnerables que no son pobres.

Al analizar los efectos diferenciados que tienen los choques en la persistencia de la pobreza y en la movilidad descendente, lo hacemos desde una perspectiva distributiva.<sup>3</sup> Los efectos heterogéneos en la distribución del bienestar se descubren al concentrarnos en la movilidad, aunque a costa de la discretización del espacio del bienestar (Atkinson et al. 1992) Por ejemplo, los perfiles de transición de pobreza consideran si los factores asociados con la movilidad ascendente y descendente son o no, una réplica (Jalan y Ravallion 2000; Sen 2003; Krishna 2006). En virtud de que los perfiles estándar son, en ocasiones, deterministas, nos concentramos en los efectos

---

<sup>1</sup> De hecho, Jalan y Ravallion (1999) encuentran que los pobres no están tan bien asegurados. Aquí nos concentramos en la relación dinámica que existe entre los choques y la persistencia de la pobreza.

<sup>2</sup> Preferimos emplear el término persistencia de la pobreza debido a que “pobreza crónica” ha llegado a abarcar definiciones más amplias (Hulme 2003; Hulme y Shepherd 2003).

<sup>3</sup> De hecho, el método que comúnmente se utiliza en los textos ha sido el de estimar regresiones del crecimiento, mismas que, por su diseño, toman una simetría total en la misma dirección de los cambios. El método que empleamos explica los cambios tanto en lo que se refiere al nivel como a la dirección.

distributivos de los choques. Como comentaremos, los choques se prestan a interpretaciones causales. El efecto de los choques en la movilidad depende de la efectividad de los mecanismos de aseguramiento a los cuales puedan acceder los hogares. Un seguro completo contribuye a la inmovilidad en la distribución del bienestar (Fafchamps 2003), de modo que las regiones de la distribución donde los choques explican la movilidad, indican los lugares en los cuales los mecanismos de aseguramiento están más limitados.

Para estudiar estos aspectos, utilizamos una encuesta única tipo panel realizada en Nicaragua, en la cual se realizan tres rondas de entrevistas y abarca de 1998 a 2005, un periodo que estuvo marcado por importantes choques exógenos, tanto climáticos como económicos. Definimos las trayectorias que abarcan tres periodos  $\{ijk\}$  como la secuencia de la posición que ocupan los hogares en la distribución del bienestar (por terciles, en otras palabras,  $i,j,k=1,2,3$ )<sup>4</sup> a través del tiempo. Las trayectorias resultan atractivas por dos importantes razones. Primero, ofrecen una descripción más general de movilidad en una encuesta tipo panel de tres rondas. Segundo, las trayectorias de tres periodos no dependen del supuesto de Markov de primer orden, y, como tal, ofrecen una representación consistente de la movilidad de los hogares. De hecho, a pesar de que las matrices de transición constituyen la herramienta estándar para estudiar la movilidad y la dinámica de la pobreza en los países en desarrollo, las mismas son sólo una representación adecuada del proceso subyacente del bienestar conforme a un supuesto de Markov de primer orden. Sometemos nuestros datos a una prueba del orden de la cadena subyacente de Markov, y rechazamos el primer orden contra el segundo orden.

Nuestro análisis empírico se concentra en el papel que desempeñan los choques como detonadores de dos patrones específicos de movilidad en el universo de trayectorias: movilidad descendente ( $\{ijk\}$ , con  $i>k$ )<sup>5</sup> y, principalmente, persistencia de la pobreza ( $\{111\}$ ).<sup>6</sup> Por consiguiente, evaluamos el efecto que tienen los choques en la probabilidad de que un hogar presente una trayectoria específica. Para poder estudiar la causalidad, incorporamos técnicas de pareo en nuestro marco para aislar el posible efecto de los choques. Esto garantiza que los hogares afectados por los choques sean comparados estrictamente con aquellos hogares que no fueron afectados y tenían características similares antes del choque. Bajo el supuesto de que no existe selección de características no observables, el método puede estimar de manera consistente el efecto causal de los choques en los patrones de las trayectorias (Imbens 2004).

Nuestros resultados confirman que los choques impulsan la movilidad descendente, pero, lo que es más importante, sugieren que los choques tienen un efecto importante en la persistencia de la pobreza. Este descubrimiento es consistente con un acceso a mecanismos de aseguramiento que va aumentando en la distribución de bienestar. También es consistente con el argumento de

---

<sup>4</sup> Como discutiremos, la muestra se divide en terciles en la primera ronda y se utilizan los mismos puntos límite absolutos que en las dos últimas rondas. En la práctica, debido a que la distribución es muy estable en las tres rondas, esto es similar a un análisis distributivo relativo.

<sup>5</sup> El análisis de los detonadores de la movilidad contrasta con la medición de movilidad total, a menudo el principal centro de atención de los textos sobre movilidad (Fields y Ok 2001).

<sup>6</sup> La Sección 1.2 muestra que la distribución del consumo continúa siendo muy estable y que, por consiguiente, las trayectorias planas que se presentan al final de la distribución podrían caracterizar a la pobreza “absoluta” en nuestros datos.



Ravallion (2004), quien concluye que “la velocidad de recuperación de un choque de ingresos es más baja para los pobres” (p. 1). Sin embargo, que sepamos, nuestros resultados son los primeros que relacionan de manera explícita los choques con la persistencia de la pobreza. Por consiguiente, estos resultados sugieren que se podrían derivar grandes beneficios de intervenciones en materia de manejo social del riesgo que estuvieran dirigidas no únicamente a personas vulnerables que no son pobres, sino también, y principalmente, a los pobres.

La estructura de este estudio es la siguiente. La Sección 1 define y motiva nuestro concepto de trayectoria del bienestar. La Sección 2 presenta la estrategia en materia de estimación que se utiliza para analizar el efecto de los choques en la trayectoria del bienestar. La Sección 3 presenta la encuesta nicaragüense tipo panel y describe la distribución de frecuencias de las trayectorias de los tres periodos. La Sección 4 contiene el análisis empírico del papel que desempeñan los choques como factores determinantes de la movilidad descendente y de la persistencia de la pobreza. La Sección 5 concluye. Los cuadros se presentan en el Anexo.

## 1. Definición de la Pobreza Persistente Mediante las Trayectorias del Bienestar

Cuando se trata de analizar la dinámica de la pobreza, generalmente se aplican métodos estocásticos de series de tiempo (*stochastic time-series*) de duración (o episodio) que se basan en los largos paneles de los países desarrollados. En el método estocástico de series de tiempo que se emplea para tratar las series de tiempo, “dada la heterogeneidad y la correlación serial, el conocimiento del historial de pobreza de una persona resulta muy útil para pronosticar su situación de pobreza en un año específico” (Lillard y Willis 1978, p. 1002). De manera específica, se puede considerar que los descubrimientos de Stevens (1999) son típicos del análisis de episodios (*spell approach*): “la probabilidad de salir de la pobreza disminuye a medida que aumenta la duración del episodio de pobreza” (p. 9). La característica más importante de los modelos de duración (*hazard models*) es que apuntan a la existencia de probabilidades de salida que dependen de la duración. Los choques no permanentes pueden ocasionar que las probabilidades de salir dependan de la duración (Bane y Ellwood 1986).<sup>7</sup>

A falta de encuestas tipo panel de largo plazo (situación que generalmente es común en los países en desarrollo), un marco Markoviano nos ofrece una alternativa para estudiar la dinámica del bienestar. De manera específica, definimos “trayectoria del bienestar” como la secuencia de la posición que ocupan los hogares en la distribución del bienestar a través del tiempo. Con tres rondas de información ( $t=3$ ), la trayectoria toma la forma  $\{ijk\}$ , donde  $i, j, k$  corresponden a la posición que ocupa cada uno de los hogares en la distribución del bienestar en el período 1 ( $i$ ), el período 2 ( $j$ ), y en el período 3 ( $k$ ). Los hogares que presentan trayectorias similares, por ende, comparten la misma posición en un cubo de transición tridimensional.

---

<sup>7</sup> Los textos empíricos sobre pobreza y riesgos sugieren que los choques del pasado sí pueden tener efectos persistentes (Dercon 2004). Nuestros resultados ofrecerán otro ejemplo.

Unos cuantos estudios han ofrecido clasificaciones tipológicas de la trayectoria de los hogares. En el contexto de los países desarrollados, Jarvis y Jenkins (1997), Gardiner y Hills (1999), o Rigg y Sefton (2006), presentan una caracterización de la trayectoria, pero su análisis de los eventos detonadores se limita a cambios demográficos. Los estudios de la vida de una persona (*life history studies*) tienen un enfoque similar basado en información cualitativa (Davis 2009; Narayan et al. 2009).

Existen muchas razones por las cuales nuestra definición de “trayectoria del bienestar” es de utilidad. Primero, desde un punto de vista descriptivo, las trayectorias constituyen una presentación más extensa de los patrones de movilidad en un panel de datos de tres rondas. El universo de trayectorias del bienestar detecta todos los posibles patrones de movilidad. La correspondiente distribución de frecuencias muestra toda la información incluida en los datos. Cualquier análisis que esté basado en una subsecuencia de las trayectorias generales depende de restricciones específicas. Dichas restricciones pueden estar motivadas por razones prácticas, normativas o estructurales.

Segundo, por motivos prácticos, algunos análisis empíricos de la movilidad consideran trayectorias que abarcan grandes períodos de tiempo para poder caracterizar las tendencias del bienestar a más largo plazo. De hecho, Baulch y Hoddinott (2000) sugieren que se emplee la palabra “trayectorias” para analizar la movilidad a través de un período largo. En nuestro contexto, esto podría interpretarse como considerar una subsecuencia  $\{ik\}$  ( $\forall j$ ) del universo general de trayectorias  $\{ijk\}$ .

Toda la trayectoria del bienestar de los hogares puede ser de interés por sí misma. Esto se ilustra en los últimos trabajos que extienden las mediciones de la pobreza a través de múltiples períodos (Calvo y Dercon 2009; Foster 2009), y emplean criterios normativos para sintetizar “las trayectorias del nivel de vida en un índice único de pobreza” (Calvo y Dercon 2009). El valor cardinal del bienestar intertemporal que se deriva, representa una atractiva medida sumaria ex post. El proceso consiste en ponderar la diversa información incluida en el universo de trayectorias con base en criterios normativos.

Por último, la estructura subyacente del proceso del bienestar también puede justificar la simplificación del universo general de trayectorias. Las matrices de transición ronda por ronda pueden considerarse casos particulares de la definición de la trayectoria general. Conforme al supuesto de Markov de primer orden, las matrices monádicas ronda por ronda  $\{ij\}$  y  $\{jk\}$  son suficientes para obtener una representación apropiada del proceso subyacente del bienestar. En contraste, las desviaciones del supuesto de Markov de primer orden nos dan una razón estructural para considerar las trayectorias del bienestar. Esta motivación más general es fundamental cuando se consideran las trayectorias.

En realidad, el supuesto de Markov de primer orden en ocasiones se da por sentado en el análisis empírico de la movilidad. Las matrices tradicionales de transición ronda por ronda constituyen una forma particular de trayectoria:  $\{ij\}$  entre las dos primeras rondas,  $\{jk\}$  entre las dos últimas rondas, y  $\{ik\}$  entre la primera y la última ronda. La omisión de información en una ronda no es inocua: las matrices tradicionales de transición ronda por ronda únicamente modelan de forma consistente el proceso subyacente de bienestar cuando se satisface un supuesto de Markov de primer orden: “...personas en la categoría de ingresos  $j$  en el tiempo  $t$  tienen las mismas probabilidades de realizar la transición, independientemente de su historial” (Shorrocks 1976, p.



567). El supuesto de Markov supone que, en el futuro, el mejor pronóstico posible para la variable que determina el resultado en el tiempo  $t+1$ , no incluye información anterior al tiempo  $t$ . Aunque a menudo se utiliza este supuesto cuando se emplean matrices de transición, es evidente que en la práctica pudiera no ser válido.<sup>8</sup> Como tal, una dinámica fundamentada en modelos Markovianos de primer orden está limitada a dependencia del estado (*state dependence*), “la medida en la cual la experiencia de haber tenido bajos ingresos un año aumenta el riesgo de tener bajos ingresos el siguiente año” (Capellari y Jenkins 2002, p. C60). La dependencia del estado se relaciona con un modelo autoregresivo de primer orden y es, evidentemente, muy diferente a la persistencia.<sup>9</sup> “Debe hacerse notar que en nuestro modelo, las probabilidades de realizar una transición no son Markovianas, pues la probabilidad de que una persona se encuentre en situación de pobreza en el período  $r$  se ve afectada no únicamente por su situación de pobreza en el período  $t$ , sino también por todo su historial de pobreza anterior a  $t$ ” (Lillard y Willis 1978, p. 999). Sin embargo, la ausencia de persistencia no es una propiedad “Markoviana” en estricto sentido, sino más bien una limitante que existe en el uso generalizado de las cadenas de primer orden. La falta de sensibilidad a la persistencia que tienen los modelos de primer orden puede relajarse cuando se consideran modelos de Markov de mayor orden.

En este estudio, consideramos las “trayectorias del bienestar”  $\{ijk\}$  en tres rondas de encuesta. Nos concentramos en el papel que desempeñan los choques como detonadores de la movilidad, y estudiamos la forma en la cual afectan a dos patrones específicos del universo de trayectorias: la persistencia de la pobreza ( $\{111\}$ ) y la movilidad descendente ( $\{ijk\}$ , con  $i > k$ ). Veremos esto en la siguiente sección.

## 2. Estrategia de Estimación

$T$  es una variable binaria que indica si un hogar presenta alguna de las dos trayectorias de interés. Al analizar la persistencia de la pobreza,  $T=1$  en el caso de los hogares cuya trayectoria es  $\{111\}$ , y  $T=0$  en el caso de los hogares que muestran una trayectoria  $\{1jk\}$ ,  $\forall (j,k) \neq (1,1)$ . Cuando se aborda la movilidad descendente,  $T=1$  en el caso de los hogares cuya trayectoria es  $\{ijk\}$  ( $i > k, i=2,3, \forall j$ ), y  $T=0$  en el caso de hogares que presentan una trayectoria  $\{ijk\}$ , ( $i \leq k, i=2,3, \forall j$ ). Por ejemplo, un hogar cuya trayectoria es  $\{331\}$  indica que se trata de un hogar que pertenecía al tercil más alto de bienestar durante los primeros 2 períodos y al más bajo en el tercero.

En general, el efecto que tienen los choques en la trayectoria se puede analizar en un modelo probit, con base en la siguiente especificación para la ecuación de las variables latentes:<sup>10</sup>

<sup>8</sup> Como se demuestra a continuación, cuando aplicamos la prueba de Anderson y Goodman (1957) para comprobar que una cadena de Markov es de primer orden más que de segundo orden, rechazamos la hipótesis nula de una cadena de Markov de primer orden (Sección 4.1).

<sup>9</sup> Stevens (1999) enfatiza la relación que existe entre la metodología de Markov y la metodología de la duración: “Un modelo de transición de Markov de primer orden de dos estados (...) puede interpretarse como un modelo de regresión en tiempo discreto del índice de peligro (*hazard rate*) en el cual, de forma crucial, se supone que no existe dependencia de la duración ni en la tasa de transición de entrada ni en la de salida” (p. 557).

<sup>10</sup>  $i$  representa un subíndice de los hogares,  $X_{i,t+2}$ , que incluye una constante.

$$T_{i,t}^* = \alpha X_{i,t-2} + \beta S_{i,t-2} + \gamma S_{i,t-1} + \delta S_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$X_{i,t-2}$  es el vector de las características iniciales,  $S_{i,t-2}$  choques en, o antes de, la línea base,  $S_{i,t-1}$  choques entre las dos primeras rondas de información, y  $S_{i,t}$  choques entre las dos últimas rondas. Se puede observar una trayectoria determinada cuando la variable latente es positiva:

$$T_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } T_{i,t}^* > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario.} \end{cases} \quad (2)$$

Las estimaciones sin sesgos del papel que desempeñan los choques en las trayectorias, también suponen:

$$\varepsilon_{i,t} | (X_{i,t-2}, S_{i,t-2}, S_{i,t-1}, S_{i,t}) \sim N(0, 1) \quad (3)$$

Dado que es poco probable que el supuesto (3) se sostenga (al mínimo, debido a lo que se discute anteriormente), en nuestro método empírico preferido se utilizan técnicas de pareo utilizadas en el contexto de la evaluación de programas. Conceptualmente, para identificar el efecto que tienen los choques en la trayectoria, se requiere estimar lo que hubiera sucedido a un hogar en particular —manteniendo todo lo demás constante— de haber ocurrido un evento, comparado con el caso en el cual dicho evento no ocurre. El método de pareo intenta replicar este análisis contrafactual. Se comparan los hogares que se puede apreciar son similares al inicio del panel, pero en los cuales la incidencia de choques no es la misma. Si en realidad siguen una misma trayectoria contrafactual de bienestar, el procedimiento identifica el efecto causal del tratamiento (un choque, en el caso de nuestro análisis).

Para poder implementar lo anterior, utilizamos el estimador de Abadie e Imbens (2006) que aplica el método de pareo basado en covariables de vecinos más cercanos (*nearest-neighbor*

---

<sup>11</sup> Imbens (2004) y Zhao (2004) comentan varios estimadores que emplean el método del pareo y enfatizan que elegir entre ellos sigue siendo un tema que está muy lejos de haber quedado resuelto en los textos. El estimador de Abadie e Imbens (2006) tiene fundamentos teóricos relativamente transparentes. En el “pareo” de covariables, los hogares se “parean” directamente en base a un conjunto de covariables. Esto contrasta con el enfoque de “pareo” de puntuación de propensión, donde los hogares se “parearian” basado en la forma en la cual las covariables pronostican la incidencia de choques. Los estimadores que utilizan el enfoque del “pareo” de puntuación de propensión abordan el problema de la dimensionalidad al resumir las condiciones multivariadas iniciales en un escalar (Rosenbaum y Rubin 1983). Sin embargo, este enfoque sigue resultando insatisfactorio cuando no se conoce la puntuación de propensión (Imbens 2004). En particular, la estimación de la puntuación de propensión es altamente sensible a la elección del conjunto de covariables (Heckman y Navarro-Lozano 2004). Cuando la participación en algún programa constituye el tratamiento, la puntuación de propensión comúnmente se estima con base en los criterios de focalización del programa que se estudia (Angrist 2006). La estimación de la puntuación de propensión es más complicada si no se cuenta con una guía práctica o teórica en cuanto a las covariables a considerar. Asimismo, Zhao (2004) sugiere que el pareo de covariables es más robusto que el pareo de puntuaciones de propensión cuando la correlación que existe entre las covariables y el indicador del tratamiento es bajo (en presencia de múltiples covariables).

*covariate matching*).<sup>11</sup> Cada unidad tratada se “parea” con un número fijo de unidades no tratadas cuyas variables iniciales tienen un valor similar.<sup>12</sup> “Después se estima el efecto promedio del tratamiento al promediar las diferencias entre las unidades tratadas y las no tratadas en lo que se refiere a la variable que determina el resultado” (Abadie e Imbens 2006, p. 236). El método de “pareo” de covariables garantiza homogeneidad en las condiciones iniciales y produce estimaciones del efecto de choques subsiguientes. El proceso intenta aislar el efecto de los choques que va más allá de las características iniciales de los hogares con las cuales se realiza el pareo.<sup>13</sup>

Las regresiones probit y los métodos de pareo comparten el mismo supuesto subyacente: la selección únicamente ocurre en características observables y no hay características no observables que determinan si una persona sufre o no de un choque. El método de pareo tiene ventajas sobre las regresiones.<sup>14</sup> El escenario de las regresiones supone linealidad, lo cual limita a que el efecto del tratamiento sea constante en aquellos hogares que tienen diferentes características (como en la Ecuación (1)). En consecuencia, las estimaciones de las regresiones pueden ser incorrectas si el grupo de tratamiento y el grupo de comparación no son similares (Dehejia y Wahba 1999; Imbens 2004). Esto es importante por dos razones. Primera, tomamos en serio la posibilidad de que la incidencia de choques no sea completamente aleatoria. En este sentido, relajar el supuesto de linealidad significa que el pareo va un paso más adelante que las regresiones al permitir que los efectos identificados se interpreten como causales. Segunda (y relacionada), el pareo relaja la dependencia de los efectos estimados en la forma funcional del modelo (Ho et al. 2007). Lo anterior es de particular importancia dada la naturaleza empírica de la Ecuación (1) y del grado de incertidumbre que existe en cuanto al modelo. Por estas razones, las estimaciones realizadas mediante el método de pareo constituyen nuestros resultados preferidos y ofrecen un mejor escenario para interpretar los efectos estimados como causales.

Nos concentramos en dos indicadores de resultados binarios: la persistencia de la pobreza y la movilidad descendente. El efecto que tiene cada uno de los elementos de un conjunto de choques en la probabilidad de que se presente la trayectoria de interés se estima al comparar el promedio de las veces que se materializa el resultado en los hogares tratados (afectados por un choque) y en los hogares de comparación (no afectados por un choque). Este efecto se puede considerar causal en ausencia de heterogeneidad no observada correlacionada con los choques, un tema que se comentará más ampliamente a continuación. El procedimiento de pareo se aplica a las mismas características de control<sup>15</sup> en las estimaciones probit basadas en la Ecuación (1), y las estimaciones se obtienen sucesivamente para cada variable choque.<sup>16</sup>

---

<sup>12</sup> La distancia métrica se calcula desde la matriz diagonal del inverso de la varianza de las covariables.

<sup>13</sup> Los estudios sobre movilidad a menudo comprueban si los patrones de movilidad difieren entre subgrupos poblacionales (en otras palabras, género o etnia). En el análisis de eventos detonadores, se pueden utilizar estimadores basados en el método de pareo para condicionar con base en un conjunto más amplio de condiciones iniciales para garantizar la “homogeneidad de la población”.

<sup>14</sup> Ver Imbens (2004) para una visión general de las regresiones y el método de pareo.

<sup>15</sup> Incluye otros choques ya que los choques observados no son ortogonales el uno al otro.

<sup>16</sup> Se utiliza el método de pareo en 4 vecinos más cercanos, el caso empleado por Abadie et al. (2004). Ya que el estimador de Abadie e Imbens (2006) podría tener sesgos en presencia de variables continuas de control, se implementó el método recomendado para hacer ajustes por sesgo.

Al comprobar si los choques se relacionan de manera positiva con la persistencia de la pobreza y las trayectorias descendentes, el momento en el cual ocurren es importante para su interpretación. Se define la trayectoria seguida a través de las tres rondas de información (t-2, t-1 y t). Mientras que los choques ocurridos entre t-2 y t constituyen choques ocurridos dentro de la muestra, los choques que ocurren en (o con anterioridad a) t-2 representan choques anteriores a la muestra y también pueden afectar las condiciones iniciales. El Cuadro 1 resume los efectos esperados que es posible identificar, dependiendo del momento en el cual ocurre cada uno de los choques y de su persistencia. Los choques anteriores a la muestra que se incluyen en  $S_{t-2}$  podrían generar un déficit temporal limitado a las condiciones iniciales, lo cual a su vez puede reducir la probabilidad de que un hogar permanezca en situación de pobreza o presente una trayectoria descendente ( $\beta \leq 0$ ). O bien, el efecto persistente de choques anteriores a la línea base puede ser el de impulsar las trayectorias “adversas” a través de las dos siguientes rondas ( $\beta > 0$ ). En contraste, se espera que los efectos que tengan los choques ocurridos dentro de una misma muestra, en la persistencia de la pobreza o en la trayectoria descendente, sean no negativos. Los choques ocurridos dentro de una misma muestra de la segunda ronda de información ( $S_{t-1}$ ), pueden tener un efecto temporal de corto plazo en la serie 2 (lo cual sería consistente con  $\gamma = 0$ ), o un efecto duradero que se extienda hasta la serie 3 ( $\gamma > 0$ ). Finalmente, si se espera que los que se observan en la última ronda de información tengan un efecto positivo, ( $\delta > 0$ ). Sin embargo, la identificación de un coeficiente positivo no nos informa si el efecto es persistente o transitorio.<sup>17</sup> A continuación, comprobamos el efecto que tiene un conjunto de choques y consideramos la persistencia que sea consistente con el coeficiente observado, tanto en el caso de la movilidad descendente como en el de la persistencia de la pobreza.

### 3. Información

#### 3.1 La trayectoria del bienestar en Nicaragua durante tres períodos

El análisis empírico del efecto que tienen los choques en la trayectoria del bienestar está basado en tres rondas de información recopilada en 1998, 2001 y 2005 por la Encuesta de Medición de Nivel de Vida (EMNV). Las dos primeras rondas de la encuesta tipo panel se implementaron en el verano de 1998 y 2001, y la última, a finales del verano de 2005.<sup>18</sup> La encuesta cuenta con información completa sobre consumo de 2,485 hogares en estos años. En virtud de que el principal objetivo es estudiar la movilidad del bienestar, el análisis se limita a los hogares que permanecen en la encuesta.<sup>19</sup>

---

<sup>17</sup> Nótese que el efecto duradero de choques no observados que ocurrieron antes de que se llevara a cabo la encuesta, podría extinguirse a lo largo del período de la encuesta, y, como tal, explicar una menor ocurrencia de trayectorias adversas. Dichos choques no observados que ocurrieron antes de que se realizara la encuesta no generarían un sesgo del efecto de los choques observados, siempre y cuando los dos conjuntos sean ortogonales.

<sup>18</sup> La recopilación de información para la encuesta de 1998 y 2001 se llevó a cabo principalmente entre mayo y julio, pero la encuesta de 2005 se atrasó al período julio-octubre. Aquí no estudiamos los efectos estacionales, pero el Banco Mundial (2008) sugiere que son mínimos.

<sup>19</sup> La atrición (*attrition*) se comenta en la Sección 4.4.3.

La economía de Nicaragua ha estado afectada de manera sustancial por el riesgo, y ofrece un contexto natural para analizar el efecto que tienen los choques en la movilidad de los hogares. La encuesta es de particular interés ya que abarca un período que estuvo caracterizado por grandes choques que tuvieron efectos heterogéneos: sequías debido a El Niño, el Huracán Mitch, así como la caída de los precios internacionales del café. Las medidas de estos choques se presentan en la Sección 3.2.

El Cuadro 2 contiene estadísticas descriptivas para los indicadores de bienestar. El consumo total que se utiliza como indicador del bienestar incluye tanto el consumo alimentario como el no alimentario.<sup>20</sup> La distribución del consumo permanece bastante estable a través de las tres rondas de información. El crecimiento promedio anual del consumo asciende a 1.5% entre 1998 y 2001, pero a -0.8% entre 2001 y 2005.

Los patrones de distribución del consumo se traducen en cambios en el perfil de pobreza (Cuadro 3).<sup>21</sup> La pobreza disminuye entre 1998 y 2005, principalmente debido al período 1998-2001. Aunque se observa algo de movilidad ascendente para salir de la pobreza extrema, gran parte de esta movilidad está impulsada por la movilidad de la extrema pobreza a la pobreza moderada que se vivió en 1998-2001.

Para lograr que el concepto de trayectoria que se presenta en la Sección 1 sea operativo, utilizamos puntos límite en los terciles a partir de la línea base de la distribución de los gastos de consumo ( $i, j, k=1, 2, 3$ ). En virtud de que es posible presentar el universo total de trayectorias, la división de terciles es un acuerdo al que llegamos al vernos entre la necesidad de sintetizar los diversos patrones de la trayectoria y los inconvenientes que esto representa. La muestra está dividida en terciles en la ronda 1, y se utilizan los mismos puntos límite en términos reales y absolutos para dividir la muestra en las rondas 2 y 3. Al concentrarnos en la movilidad absoluta, los hogares del tercil más bajo se pueden interpretar como hogares pobres: el punto límite inferior cae entre la línea de la pobreza extrema y la línea de la pobreza.<sup>22</sup> Para efectos de este estudio, utilizamos, por ende, una definición de pobreza un poco más conservadora que la definición oficial, pero la

---

<sup>20</sup> El agregado del consumo se detalla en Castro-Leal y Sobrado (2001) y en Sobrado (2001, 2003). El componente de los alimentos agrega el valor de los alimentos que se compran en casa o fuera de casa, así como de alimentos que no se compran, sino que son producción propia o regalos. El componente no alimentario cubre los gastos de vivienda (representados por la renta mensual reportada o estimada, el gasto en salud, en educación, en bienes de consumo y en servicios públicos (agua, recolección de basura, electricidad, combustible para cocinar, iluminación no eléctrica y teléfono), así como el valor anual del uso de bienes durables (el valor que tiene el uso de bienes durables se estima al dividir el valor actual de un bien duradero entre el tiempo de vida útil restante (el doble de la edad promedio estimada de cada uno de los bienes que se estudian (Sobrado, 2001)). El agregado del consumo se expresa en términos per cápita en precios de 1998 y ha sido corregido por variaciones geográficas de precios.

<sup>21</sup> Las líneas de pobreza basadas en el consumo se calculan a partir de la encuesta de hogares (Castro-Leal y Sobrado 2001; Sobrado 2003). La línea de extrema pobreza (2,489 córdobas en precios de 1998) representa el costo que tiene el requerimiento calórico mínimo recomendado en Nicaragua con base en el consumo de alimentos y los precios que se observan en la encuesta. La línea de pobreza (4,223 córdobas en precios de 1998) permite tomar en cuenta el consumo de bienes no alimentarios y servicios.

<sup>22</sup> Para repetir, la línea de pobreza extrema y la línea de pobreza ascienden a 2,489 córdobas y a 4,233 córdobas, respectivamente, en 1998. Los puntos límite en el tercil inferior son los siguientes: 3,384.53 córdobas en 1998, 3,677.15 córdobas en 2001 y 3,425.70 córdobas en 2005 (todas las cifras en córdobas reales de 1998, tipo de cambio promedio córdoba-dólar en 1998: 10.58 córdobas por dólar).

subdivisión en terciles tiene la ventaja de conservar la simetría del universo de trayectorias. En virtud de que la distribución del consumo total se mantiene bastante estable en las tres rondas, los patrones absolutos de movilidad también se pueden interpretar como cambios distributivos relativos. Las pruebas de robustez que consideran los puntos de corte alternos se presentan en la Sección 4.4.2.

La distribución de frecuencias de la muestra del universo de trayectorias se describe en el Cuadro 4. Se muestran las frecuencias incondicionales absolutas y relativas de cada una de las trayectorias del consumo. Las trayectorias planas que aparecen en la parte superior, en la parte inferior y en la parte media de la distribución, son las más frecuentes ( $\{333\}$ ,  $\{111\}$ ,  $\{222\}$ ). Las trayectorias que muestran una mejoría de un tercil ( $\{233\}$ ,  $\{223\}$ ,  $\{122\}$ ,  $\{112\}$ ), o una caída de un tercil ( $\{332\}$ ,  $\{322\}$ ,  $\{221\}$ ,  $\{211\}$ ) son relativamente frecuentes. Algunas trayectorias “rotas” también son comunes ( $\{232\}$ ,  $\{212\}$ ,  $\{323\}$ ,  $\{121\}$ ), pero, generalmente, son más raras, así como las que siguen un rumbo ascendente o descendente constante.<sup>23</sup> Los principales patrones de las trayectorias se resumen en el Cuadro 5. El 16.9% de los hogares viven en situación de pobreza persistente ( $\{111\}$ ), mientras que el 19.8% presenta movilidad descendente.<sup>24</sup>

### 3.2 Choques y características de control

Consideramos tres tipos de choques exógenos de importancia que afectan a los hogares entrevistados durante el período que se estudia: la escasez de lluvia, la crisis de los precios del café, y el huracán Mitch. Estos choques son covariados por naturaleza, pero sus efectos se identifican con base en la considerable variación espacial que existe en la muestra. También analizamos dos choques idiosincráticos que ocurren con mucha frecuencia en la información: las medidas autoreportadas de sequía y de enfermedades infantiles. La estadística descriptiva de la medida de los choques se presenta en el Cuadro 6. La incidencia de choques (especialmente autoreportados) disminuye a través de la distribución del bienestar, tema al que regresaremos más adelante, pero que no afecta al análisis en la medida en que las condiciones iniciales se mantengan constantes. En la Sección 4.3 y 4.4, analizamos el efecto relativo que tuvo cada uno de los choques, concentrándonos en sus efectos distributivos y modelando choques a medida que transcurre el tiempo, con objeto de evaluar en cuánto tiempo afectan las trayectorias del bienestar.

Nicaragua sufre de sequías recurrentes causadas por el fenómeno El Niño (INETER 2002). A pesar de que ha habido otros episodios de sequía durante el período, evaluamos el efecto que tuvo la grave escasez de lluvia que se padeció durante la principal temporada agrícola en el año anterior

---

<sup>23</sup> En virtud de que el universo de trayectorias es simétrico, una prueba formal de la simetría de las trayectorias nos podría proporcionar otra forma de caracterizar la distribución de frecuencias de las trayectorias que se observa. Esta prueba podría ampliar la tradicional prueba  $X^2$  de simetría en la movilidad en las matrices de transición (Atkinson et al.1992).

<sup>24</sup> La movilidad descendente captura trayectorias en las cuales el último (tercer) período es menor que el primero ( $\{ijk\}$ , con  $i > k$ :  $\{321\}$ ,  $\{322\}$ ,  $\{311\}$ ,  $\{211\}$ ,  $\{332\}$ ,  $\{331\}$ ,  $\{221\}$ ,  $\{231\}$ ,  $\{312\}$ ).



a cada encuesta, mejor capturado por las lluvias de julio (Rojas et al. 2000). Las medidas de precipitación se obtienen del satélite TRMM de la NASA y se interpolan a nivel municipal (Premand 2010). Debido a que el TRMM únicamente dispone de datos de 1998 en adelante, utilizamos datos pluviométricos menos amplios de INETER para interpolar la lluvia a nivel municipal en 1997. La escasez de lluvia se toma como el porcentaje de desviación de la media de la serie de TRMM para cada municipio. Para que las estimaciones probit y las estimaciones realizadas mediante el método de pareo sean directamente comparables, se incorporan variables dicotómicas para capturar los casos en los cuales la escasez de lluvia es mayor al 50%.<sup>25</sup> El 33% de los hogares de la muestra padecieron una grave sequía en julio de 1997, el 35% en julio de 2000, pero no se observa una situación importante de sequía en julio de 2004.<sup>26</sup>

El huracán Mitch golpeó a Nicaragua en octubre de 1998, y nos proporciona una segunda fuente de variación climática exógena. Se utiliza una variable dicotómica para caracterizar a las comunidades que fueron afectadas por el huracán Mitch, y según la misma, el 15% de los hogares de la muestra padecieron esta tormenta. Información más detallada sobre el efecto que tuvo el huracán Mitch en el consumo de los hogares agrícolas nicaragüenses se comenta en Premand (2010). El análisis de este estudio es complementario ya que considera una ronda adicional de información, así como los efectos distributivos.

La caída del 61% en los precios internacionales del café entre 1998 y 2001, constituye un tercer choque covariado exógeno. Vakis et al. (2004) describen en detalle la forma en la cual la crisis del café afectó a la economía local. Se crea una medida municipal de la intensidad con que se produce café, a partir de un censo agrícola realizado en 2001. Se utiliza una variable dicotómica para capturar los municipios productores de café de alta intensidad, definidos como los municipios donde más del 10.8% de la tierra de cultivo se dedica a la producción de café (Vakis et al. 2004). El 16% de los hogares de la muestra estuvieron expuestos de forma directa a la crisis del café conforme a esta medida.

Además de estos tres eventos covariados, se consideran también dos tipos de choques idiosincráticos autoreportados, para los cuales hay suficiente variación en los datos; sequía y enfermedades infantiles. El 33% de los hogares reportan haber padecido una situación de sequía en 1998 y el 29% en 2001.<sup>27</sup> Mientras que, en general, los autoreportes de sequía coinciden con las medidas de precipitación, los autoreportes de sequía son sustancialmente más elevados en el tercil inferior. Estas diferencias reflejan el hecho de que los dos choques cubren diferentes períodos de referencia, pero sí sugieren que los hogares pobres reportan una mayor ocurrencia de choques. Entre el 42% y el 44% de los hogares revelan alguna enfermedad infantil durante el año anterior. Aquí, nuevamente, los hogares pobres reportan una incidencia más alta.

---

<sup>25</sup> Las estimaciones del probit que se presentan abajo producen resultados consistentes aún utilizando mediciones continuas.

<sup>26</sup> A pesar de que algunas regiones del país padecieron de escasez de lluvia en julio de 2004, no existen suficientes variaciones geográficas en la ocurrencia de situaciones de sequía en la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida para poder utilizar dicha variable en el análisis.

<sup>27</sup> El cuestionario de 2005 no incluye preguntas sobre sequía autoreportada, situación que refleja el hecho de que no ocurrieron graves sequías en ese año.

Las estadísticas descriptivas de las características de control se presentan en el Cuadro 7. Los controles a nivel hogar cubren la educación, la demografía (número de niños y adultos en el hogar, edad y sexo del jefe de familia), los bienes privados (número de bienes durables en el hogar, tierra, ganado) y la composición de los ingresos (proporción de los ingresos derivados de actividades agrícolas, una variable dicotómica para receptores de remesas, el índice de Herfindahl sobre la diversificación de los ingresos). Las características de control de la primera ronda de la encuesta se complementan con el promedio municipal de bienes públicos, medido a partir de un censo realizado en 1995. El porcentaje de hogares que tienen conexión al sistema de drenaje y a la red de energía eléctrica se utiliza como proxy para la infraestructura local. El acceso que tienen los hogares al sistema de drenaje y a la red de energía eléctrica también se mide de forma directa.

## 4. Análisis

### 4.1 Comprobación del supuesto de Markov – primer orden contra orden superior

Como se comenta en la Sección 1, una de las principales razones para considerar las trayectorias del bienestar es que las matrices de transición únicamente constituyen una representación consistente del proceso subyacente del bienestar conforme a un supuesto de Markov de primer orden. Lo anterior pudiera no ser el caso en la práctica, como se ilustra en este estudio en el cual se utiliza la información disponible.

El Cuadro 8 incluye las matrices de transición, período por período, entre los terciles de consumo.<sup>28</sup> Como es lógico, los patrones observados reflejan estabilidad en el primer tercil y en los terciles superiores, y hay mayor movilidad a la mitad de la distribución. La movilidad ascendente es ligeramente mayor que la descendente entre 1998 y 2001, pero ocurre lo contrario entre 2001 y 2005. No se observa una tendencia clara entre 1998 y 2001. Debe notarse que estos patrones descriptivos no indican si los hogares que se mueven hacia arriba entre 1998 y 2001 disfrutaron de beneficios permanentes, o si aquellos que se movieron hacia arriba entre 1998 y 2001 también se mueven hacia abajo entre 2001 y 2005. Sin embargo, esta dependencia de la dirección (*path dependence*) se puede analizar con trayectorias de tres períodos.

La violación del supuesto de Markov de primer orden se puede ilustrar de la siguiente forma. Denominamos a la matriz de transición de 1998-2001,  $M_1$ , a la matriz de 2001-2005,  $M_2$ , y a la matriz de 1998-2005,  $M_3$ . Shorrocks (1976, p. 569) hace énfasis en que el supuesto de Markov de primer orden resulta, en el mejor de los casos, dudoso si  $M_1 * M_2 \neq M_3$ . El Cuadro 9 muestra que los

---

<sup>28</sup> Nuevamente, los puntos de corte del primer período se usan desde el principio hasta el final. Esto es consistente con el tratamiento que les da Shorrocks (1976).

elementos diagonales de la matriz  $M_1 * M_2$  son sustancialmente más pequeños que sus contrapartes de la matriz  $M_3$ . Esto hace que “por lo menos se dude” de la cadena de Markov de primer orden como representación del proceso subyacente del bienestar (Shorrocks 1976, p. 569). Shorrocks (1976) concluye: “Ya que ha de abandonarse el supuesto de Markov, la modificación más sencilla es permitir que las tasas de transición dependan tanto de los ingresos actuales como del historial pasado inmediato” (p. 570).

Anderson y Goodman (1957) presentan una prueba formal de que una cadena de Markov es primer orden sobre segundo orden. Consideremos un hogar en el estado  $i$  en  $t-2$  y en  $j$  en  $t-1$ , y representemos con  $p_{ijk}$  ( $i, j, k=1, \dots, 3$ ) la probabilidad de que se encuentre en el estado  $k$  en el tiempo  $t$ .<sup>29</sup>  $n_{ijk}$  es el número de hogares cuya trayectoria es  $\{i, j, k\}$ . En este contexto, “una cadena estacionaria de primer orden es una cadena especial de segundo orden, una en la cual  $p_{ijk}$  no depende de  $i$ ” (Anderson y Goodman 1957, p. 99).

La hipótesis nula de que se trata de una cadena de primer orden puede comprobarse contra la alternativa de que es de segundo orden. Bajo a la hipótesis nula,  $p_{1jk} = p_{2jk} = p_{3jk} = p_{ijk}$ , para  $j, k = 1, \dots, 3$ . La prueba de verosimilitud para comprobar esta hipótesis es:

$$\lambda = \prod_{i,j,k=1}^3 (\hat{p}_{jk} / \hat{p}_{ijk})^{n_{ijk}}$$

$-2\log(\lambda)$  sigue una distribución  $\chi^2$  con 12 grados de libertad. Los estimadores de máxima verosimilitud de  $\hat{p}_{ijk}$  y  $\hat{p}_{jk}$  son, respectivamente:

$$\hat{p}_{ijk} = \frac{n_{ijk}}{\sum_{l=1}^3 n_{ijl}}$$

$$\hat{p}_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^3 n_{ijk}}{\sum_{i=1}^3 \sum_{l=1}^3 n_{ijl}}$$

<sup>29</sup> Se presume inmovilidad desde el principio hasta el final.

Aquí,  $-2 \cdot \log(\lambda) = 280.1$ . La hipótesis nula de que se trata de una cadena de primer orden se puede rechazar sin ambigüedades (valor  $p=0$ ), y se prefiere una cadena de segundo orden. Las violaciones del supuesto de Markov de primer orden son visibles en la distribución de frecuencias de las trayectorias (Cuadro 4). Por ejemplo, 25 hogares siguen la trayectoria  $\{123\}$ , 103, la trayectoria  $\{223\}$ , y 72, la trayectoria  $\{323\}$ . A partir del segundo tercil, los hogares tienen una mayor probabilidad de moverse del segundo al tercer tercil entre las dos últimas rondas. Como tal, el constructo de las trayectorias que se presentan en este estudio resulta de utilidad para señalar desviaciones del supuesto de Markov de primer orden. Shorrocks (1976) y Yalonzky (2008) abordan desde un punto de vista metodológico las repercusiones que tienen las representaciones de Markov de orden superior en lo que se refiere a la medición de la movilidad y al modelaje del proceso subyacente del bienestar. Estas contribuciones son importantes y sus repercusiones prácticas justificarían estudios adicionales una vez que se disponga de encuestas tipo panel más largas realizadas en países en desarrollo. En el resto de este estudio, nos concentramos en el análisis empírico de los eventos detonadores para un subgrupo específico del universo de trayectorias.

## 4.2 Los choques y la movilidad descendente

Ahora vamos al análisis de los detonadores de la movilidad en el caso de dos patrones específicos: esta sección considera el efecto que tienen los choques en la movilidad descendente ( $\{ijk\}$ , con  $i > k$ ),<sup>30</sup> y la Sección 4.3 estudia los efectos que tienen en la persistencia de la pobreza ( $\{1,1,1\}$ ). En ambos casos, consideramos la forma en la cual los choques afectan la trayectoria del bienestar más allá de las condiciones iniciales.

El 19.8% de los hogares de la muestra presentan trayectorias descendentes. El Cuadro 10 muestra los resultados relativos al efecto que tienen los choques en la movilidad descendente. De la columna (I) a la (III), se presentan los efectos marginales obtenidos de la estimación probit de la probabilidad de que un hogar presente movilidad descendente, condicionada a que inicie en el tercil 2 o 3 (columna I), en el tercil 2 (columna II) o en el tercil 3 (columna III).

Como se muestra en las Ecuaciones (1) a (3), la especificación probit que se utiliza como punto de referencia se construye como una función de los choques y las características de control. A pesar de que no es posible interpretar causalmente los coeficientes de las variables de control, los perfiles del modelo probit sugieren el papel que desempeñan las variables estructurales iniciales en la determinación de la dinámica subsiguiente. La posibilidad de relacionar las características de

---

<sup>30</sup> Debido a que la encuesta disponible es corta y la mayoría de los choques observados ocurren entre la primera y la segunda ronda, los datos no permiten que la dependencia de las trayectorias se trate totalmente de forma empírica. Nos concentramos en la identificación empírica del efecto que tienen los choques en algunas trayectorias específicas.

control con esta dinámica tiene un costo, y este es el de mantener un poco de heterogeneidad en el subgrupo de hogares que se comparan entre si: las estimaciones probit se derivan al condicionar el tercil inicial de los hogares.

En lo que se refiere a las características de control, los bajos niveles educativos y de bienes materiales (bienes durables y ganado, pero no tierra) se correlacionan con una mayor movilidad descendente desde los dos terciles superiores. Las familias más numerosas tienden a presentar mayor movilidad descendente (particularmente desde el tercil superior), así como los hogares del tercil medio que realizan más actividades agrícolas. Finalmente, la falta de acceso a infraestructura pública se relaciona con mayor movilidad descendente desde el segundo y el tercer tercil, pero únicamente aparecen externalidades significativas relacionadas con la infraestructura, en el caso de los hogares de los terciles superiores. Estas estimaciones probit destacan el papel que pueden desempeñar las variables estructurales iniciales en la determinación de trayectorias descendentes que van más allá de las condiciones iniciales: por ejemplo, es más probable que los hogares que tienen un menor nivel educativo tengan trayectorias descendentes desde el tercil superior, a pesar de que en la línea base, los hogares del tercil superior tienen un mayor nivel educativo que los hogares de los otros dos terciles.

Los resultados de los modelos probit presentan evidencias de que la movilidad descendente es impulsada por los choques. La Columna (I) caracteriza la movilidad descendente de los hogares de los terciles 2 y 3 en la línea base. Aunque ningún choque anterior a 2001 es significativo y positivo, la grave escasez de lluvia ocurrida en 2001 aumenta en un 10% la probabilidad de que ocurra movilidad descendente y en un 8% la probabilidad de que en 2001 se lleven a cabo autoreportes de sequía. Estos efectos marginales son importantes y sugieren que los choques ocasionados por la sequía tienen efectos duraderos en nuestra muestra. Los choques idiosincráticos de salud de la última ronda también aumentan en un 11% la probabilidad de que ocurra movilidad descendente. Resulta interesante que el coeficiente de la variable dicotómica para el huracán Mitch indique que es menos probable que los hogares de comunidades afectadas por el huracán muestren trayectorias descendentes, reflejando la limitada persistencia de los efectos que tuvo el huracán en el bienestar que se comenta en Premand (2010).

La diferencia entre la columna (II) y la columna (III) sugiere que los choques explican mejor la movilidad descendente del tercil medio que la del tercil superior. La importancia que tuvieron la grave escasez de lluvia y el huracán Mitch se limita al tercil 2. Asimismo, el coeficiente negativo de las enfermedades infantiles de 1998 es consistente con un efecto temporal de dicho choque. Sin embargo, las enfermedades infantiles son el único choque significativo que tenemos para explicar la movilidad descendente desde el tercil superior. Estos resultados también sugieren que los hogares vulnerables que no son pobres (pero que se acercan más a la línea de pobreza) son más vulnerables a riesgos contra los cuales no se encuentran asegurados.

Aún así, como argumentamos anteriormente, el método de pareo ofrece una especificación más flexible que las regresiones probit. Ahora vamos a las estimaciones realizadas mediante el método de pareo. Las Columnas (IV) a (VI) del Cuadro 10 muestran las estimaciones realizadas mediante el método de pareo para analizar la probabilidad de que se presente movilidad descendente desde el tercil 2 o 3 (columna IV), 2 (columna V), y 3 (columna VI). A diferencia de la especificación del modelo probit, el método de pareo considera grupos comparativos homogéneos con variables base de valores idénticos, y aísla mejor el efecto que tienen los choques en la trayectoria del bienestar, ya que sortea la forma lineal impuesta por las regresiones probit.

En general, las estimaciones realizadas mediante el método de pareo confirman que los choques aumentan sustancialmente la probabilidad de que los hogares sigan trayectorias descendentes. Cuando se analiza la movilidad descendente en conjunto para los terciles 2 y 3 (columna II), la grave sequía ocurrida en julio de 2000 (8%), los autoreportes de sequía de 2000-2001 (14%) y de enfermedades infantiles de 2004-2005 (10%), tienen un efecto positivo e importante en la movilidad descendente.

En el caso del segundo tercil, los efectos que tuvieron la escasez de lluvia (2001), los autoreportes de sequía (2001), y las enfermedades infantiles (2004-2005), todavía son positivos y significativos. Asimismo, las enfermedades infantiles y la sequía de 1997-1998 toman un signo negativo (marginamente insignificante en el último caso) que es consistente con un efecto temporal en la línea base de estos choques que no ocurrieron durante el período de muestra. Los resultados para el tercer tercil (columna VI) matizan un tanto el efecto decreciente de los choques en la distribución del bienestar: la sequía de 2000-2001 y las enfermedades infantiles de 2004-2005 tienen grandes coeficientes en lo que se refiere a determinar la movilidad descendente durante el período de la encuesta.

En general, las evidencias confirman que los choques tienen importantes efectos como impulsores de la movilidad descendente. Estos descubrimientos se derivan tanto del método de probit como del proceso de pareo, y destacan por su robustez.

### 4.3 Los choques y la persistencia de la pobreza

En el Cuadro 11 se incluyen los resultados en lo que se refiere al efecto que tienen los choques en la persistencia de la pobreza. Como se indica anteriormente, el 16.9% de los hogares de la muestra permanecen en situación de pobreza persistente. La columna (I) presenta las estimaciones de la probabilidad de que un hogar permanezca en situación de pobreza, condicionado a que inicie en el tercil más bajo (con base en las Ecuaciones 1 a 3). La especificación de las variables de control y de los choques es la que se comenta con anterioridad.

Una cantidad limitada de características de control se relacionan de forma importante con la persistencia de la pobreza. Bajos niveles educativos y de bienes físicos (bienes durables y ganado, mas no tierra) se correlacionan con menor movilidad ascendente desde el tercil inferior. Asimismo, los hogares más grandes tienen una mayor probabilidad de permanecer al final de la distribución.



Sin embargo, no se detecta una relación entre los bienes públicos o la composición de las fuentes de ingreso y la persistencia de la pobreza.

A diferencia de la poca importancia que tienen las características de control, las estimaciones probit (columna I) revelan que los choques son muy importantes para explicar la persistencia de la pobreza. Todos los choques tienen efectos positivos y los coeficientes que son estadísticamente significativos son de gran magnitud. Es más probable que los hogares que inicialmente se encontraban en el primer tercil permanezcan en situación de pobreza si sufren un choque: la grave escasez de lluvia ocurrida en Julio de 1997 aumenta en un 10% la probabilidad de permanecer en situación de pobreza, los autoreportes de sequía que se llevaron a cabo en 1997-1998, en un 13%, y la variable dicotómica de la crisis del café, en un 16%. En gran medida, la importancia y la magnitud de los choques ocurridos antes de 2001, sugieren que sus efectos son sostenibles. Las enfermedades infantiles que se reportaron en 2005 también se relacionan con un aumento de 9% en la persistencia de la pobreza, lo cual es consistente con un efecto limitado de corto plazo. De principio a fin, los resultados muestran que los choques limitan significativamente la movilidad ascendente desde el tercil inferior.

Las estimaciones realizadas mediante el método de pareo (Columna II) destacan aún más el importante papel que desempeñan los choques como impulsores de la persistencia de la pobreza. Todos los efectos estimados del efecto que tuvo el tratamiento tienen signos positivos: la sequía ocurrida en 1997-1998 aumenta en un 10% la probabilidad de que los hogares que se aprecia son similares, permanezcan al final de la distribución, el huracán Mitch, en un 7%, la crisis del café, en un 8%, la escasez de lluvia ocurrida en julio de 2000, en un 10%, y las enfermedades infantiles reportadas en 2004-2005, en un 6%.<sup>31</sup> Los resultados confirman que los choques tienen efectos fuertes y consistentes en la persistencia de la pobreza. Se identifican nuevamente algunos de los efectos de largo plazo de los choques en las primeras dos rondas de información. Comparado con los resultados del modelo probit, el proceso de pareo refuerza la importancia que tienen las variables de choque, aunque los coeficientes estimados son de menor magnitud.

#### 4.4 Pruebas de robustez

Nuestros resultados indican que los choques no afectan únicamente la movilidad descendente sino que actúan como detonadores de la persistencia de la pobreza. En esta sección, analizamos la robustez de dichos resultados.

---

<sup>31</sup> La información sobre el huracán Mitch no es robusta en la especificación estimada (como se ilustran en los resultados del modelo probit).

#### 4.4.1 Pruebas de robustez

El primer punto es si en el análisis se pueden considerar los choques como exógenos. El Cuadro 6 muestra que existen variaciones entre los terciles en lo que se refiere a la incidencia de choques. Sin embargo, la mayoría de estas diferencias resultan insignificantes cuando también se justifica la lista de características de control que se utilizan en la Sección 4.2 y 4.3. Una mayor incidencia del huracán Mitch y de autoreportes de sequía en 1998 y en 2001 en el tercil más bajo de la distribución del consumo es la única diferencia significativa.

En cualquier caso, las variaciones que existen entre terciles en lo que se refiere a la incidencia de choques, no representan un problema en el análisis que se presenta anteriormente. De hecho, el análisis siempre condiciona con base en el bienestar inicial. Por ejemplo, el análisis de la situación de persistencia de la pobreza en que se encuentran los hogares que inician en el primer tercil de la distribución del bienestar. Al hacer esto, las variaciones que existen entre terciles en cuanto a la incidencia de choques no afectan la validez interna de los descubrimientos en el caso del primer, segundo o tercer tercil.

Una consideración de mayor importancia es si los choques son o no exógenos en cada uno de los terciles. Hay dos aspectos a considerar en este tema: la correlación que existe en un tercil entre los choques y las características de control iniciales y la correlación que existe en un tercil entre los choques y la heterogeneidad no observada.

Se puede demostrar que en la encuesta nicaragüense, los choques no son ortogonales a las características de control.<sup>32</sup> Las estimaciones realizadas mediante modelos probit y métodos de pareo dependen de diferentes formas funcionales para justificar las características observadas antes del tratamiento. Como se comenta en la Sección 2, las estimaciones probit pudieran ser incorrectas si el grupo de tratamiento y el grupo de comparación no son similares, pero las estimaciones mediante el método de pareo corrigen posibles sesgos debido a una correlación entre los choques y las características de control. El hecho de que los resultados más importantes de las secciones 4.2 y 4.3 sean robustos cuando se utilizan estimaciones realizadas mediante ambos métodos, resulta tranquilizador. Esto sugiere que la prueba no es impulsada por la linealidad de la ecuación de la variable latente detrás del modelo probit y por la correlación que existe entre la incidencia de choques y las características observables de los hogares tratados y los no tratados. Como tal, los resultados también son robustos ante la incertidumbre que existe en cuanto a los modelos.

---

<sup>32</sup> Los resultados no se presentan en este estudio ya que revelan pocos patrones consistentes.

El segundo punto se relaciona con el supuesto que comparten el modelo probit y el modelo que utiliza el método del pareo: si la incidencia de los choques estuviera correlacionada con la heterogeneidad no observada, los coeficientes estimados serían inconsistentes. Lo anterior puede surgir cuando los choques autoreportados en el tercil más bajo están correlacionados con atributos no observables de los hogares en situación de pobreza persistente. Es importante mencionar esta posible limitante ya que la selección de características no observables no se puede comprobar de manera formal y se requeriría una serie de tiempo más larga para demostrar que la ocurrencia de choques no está correlacionada con la trayectoria anterior del bienestar.

#### 4.4.2 Especificaciones alternas

Los resultados anteriores son robustos ante definiciones y especificaciones alternas. Por ejemplo, los resultados son similares, independientemente de que se utilicen variables discretas o continuas de choque por lluvia, o del número de procesos de pareo o modificaciones que se lleven a cabo en el conjunto de covariables. El Cuadro 12 muestra que los resultados son robustos únicamente ante la estimación del subgrupo rural, lo cual es importante, ya que podría decirse que es probable que muchos de los choques que estudiamos afectan a los hogares que se dedican a la agricultura. Finalmente, el Cuadro 13 analiza definiciones alternas de trayectoria al utilizar diferentes puntos de corte en el espacio del bienestar en lo que se refiere al consumo (quintiles y septiles).<sup>33</sup> Nuevamente, la naturaleza de los resultados permanece inalterada.

#### 4.4.3 Atrición

El último punto que analizamos es el de la atrición (*attrition*). Existe un alto índice de atrición en la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida. El 38.4% de los hogares iniciales no se siguieron a través de las tres rondas de información. A pesar de que el índice de atrición no es estadísticamente significativo entre los tres terciles,<sup>34</sup> sigue siendo importante para considerar la sensibilidad de nuestros resultados a posibles sesgos por atrición. Rosenzweig (2003) subraya que la heterogeneidad no observada puede producir sesgos en los estudios sobre movilidad que están basados en una encuesta que presente atrición, a pesar de que, en principio, la dirección del sesgo no resulte clara.

---

<sup>33</sup> Los resultados obtenidos mediante el método de pareo también son robustos ante la inclusión del consumo inicial en el conjunto de variables “pareadas”. Como era de esperarse, la repetición de choques también tiene un fuerte efecto en la persistencia de la pobreza y en la movilidad descendente.

<sup>34</sup> El índice de atrición asciende a 38.4% en el tercil inferior, a 35.8 en la muestra intermedia, y a 40.9% en el tercil superior.

Beegle et al. (2009) utilizan una encuesta de seguimiento para demostrar que la movilidad geográfica está relacionada con importantes beneficios en lo que se refiere al bienestar: si en Tanzania no se hubiera dado un seguimiento apropiado a los movimientos migratorios de naturaleza permanente, se hubiera subestimado de forma importante la movilidad económica.

En el contexto de nuestro estudio, la posible correlación entre las bajas y los choques resulta de particular interés. En Nicaragua, los movimientos migratorios estacionales constituyen un importante mecanismo para enfrentar los riesgos (Macours y Vakis 2010). Los movimientos migratorios de naturaleza permanente no se han estudiado tanto. Si los choques también impulsan los movimientos migratorios de naturaleza permanente (como sugieren Rosenzweig y Stark 1999), las pruebas que se presentan anteriormente pudieran exagerar el grado en el cual los choques provocan trayectorias adversas. Otros mecanismos pudieran generar sesgos si la atrición estuviera correlacionada con el nivel de bienestar inicial; por ejemplo, si los niveles de migración son sistemáticamente más elevados en los hogares más pobres y generan cambios en la composición de la muestra, o si la posibilidad de enfrentar los choques mediante la migración varía a través de la distribución del bienestar.

Para analizar esto en mayor detalle, el Cuadro 14 presenta un sencillo modelo de atrición como una función del bienestar y los choques iniciales. El Cuadro 14 primero muestra que, de manera consistente, los choques se asocian de forma negativa con la atrición. Los hogares que abandonan la encuesta viven en regiones que fueron menos afectadas por choques en 1998, y también es menos probable que padecieran choques entre 1998 y 2001. El patrón se mantiene en toda la muestra (columna I), pero es particularmente fuerte en el caso de los hogares del tercil inferior (columna II). Estos resultados sugieren que los choques se relacionan con menores niveles de migración. Si la migración en sí se relaciona con mayor movilidad económica (como en Beegle et al. 2009), estos resultados sugieren que lo anterior se puede considerar el límite inferior del efecto que tienen los choques en la persistencia de la pobreza y en las trayectorias descendentes.

En paralelo, el Cuadro 14 muestra que no existe una correlación general entre la atrición y el nivel de bienestar inicial en toda la muestra (columna I). En particular, no existe una correlación entre la atrición y el nivel de bienestar inicial en el tercil inferior (columna II), de manera que no es probable que el sesgo por atrición afecte los resultados más importantes del estudio en lo que se refiere al efecto que tienen los choques en la persistencia de la pobreza, que aún se puede considerar un límite inferior. Lo mismo es válido para los resultados sobre movilidad descendente en el segundo tercil, ya que no existe una correlación entre la atrición y el nivel de bienestar inicial en el tercil medio (columna III). Sin embargo, existe una correlación positiva entre la atrición y el nivel de bienestar inicial en el tercil superior (columna IV). No se puede descartar un sesgo ascendente por atrición en el análisis de movilidad descendente desde el tercil superior, la región en la cual ya comentamos que los resultados en lo que se refiere a movilidad impulsada por choques parecen ser los más débiles, en virtud de que dichos hogares pueden ser los que mejor logren enfrentar los choques.

## 5. Conclusiones

En este estudio se utiliza un concepto de trayectorias de bienestar para analizar el papel que desempeñan los choques como detonadores de la movilidad descendente y la persistencia de la pobreza, con base en información de una encuesta nicaragüense tipo panel que recopila tres rondas de información y abarca desde 1998 hasta 2005, un período que estuvo marcado por grandes choques climáticos y económicos. Aunque este estudio se concentra principalmente en descubrir los detonadores de la movilidad, el mismo sugiere ampliar las metodologías que se utilizan para realizar análisis empíricos de movilidad al introducir patrones que se basan en “trayectorias del bienestar”, una representación consistente con los procesos de Markov de orden superior. Mediante estimadores de pareo aislamos el efecto que tienen los choques como detonador de las trayectorias. Encontramos que los choques tienen grandes efectos en la movilidad descendente, particularmente desde la mitad de la distribución del bienestar. Lo que es más importante, encontramos que los choques tienen un gran efecto en la persistencia de la pobreza. Un choque ocurrido en la primera ronda del panel tiene efectos de largo plazo en la persistencia de la pobreza más de 7 años después. Estos descubrimientos son robustos ante una serie de especificaciones alternas y parecen ser robustos ante sesgos de atrición, pero dependen del supuesto de identificación de selección en características observables.

Hasta donde sabemos, estos son los primeros resultados que empíricamente relacionan la persistencia de la pobreza con los choques y complementan las pruebas que existen de que el riesgo *ex ante* conduce a situaciones de pobreza persistente antes de que ocurra el evento (Fafchamps 2003), así como a las contribuciones teóricas sobre el papel relativo que desempeña el riesgo en la dinámica del bienestar antes y después de ocurrir un evento (Elbers et al. 2007). Aunque los resultados generales son consistentes con un mejor acceso a seguros a lo largo de la distribución del bienestar, en este estudio no nos es posible analizar de manera directa las estrategias particulares que utilizan los hogares para enfrentar los riesgos, ya que los datos incluyen poca información para identificar dichos mecanismos, mismos que generalmente son endógenos.

El hecho de que las causas de la persistencia de la pobreza (la falta de movilidad ascendente) y de la movilidad descendente pueden diferir, significa que es posible que se requieran políticas distintas para cada uno de los casos (Gardiner y Hills 1999; de Janvry et al. 2006). Jalan y Ravallion (2000, p. 83) indican que “los seguros y los esquemas para la estabilización de los ingresos que brindan protección contra choques económicos idiosincráticos a los hogares, parecen ser más importantes cuando la pobreza es transitoria.” Al destacar el papel, a menudo velado, que desempeñan los choques en la persistencia de la pobreza, este estudio sugiere que se podrían derivar grandes beneficios de políticas en materia de manejo social del riesgo que estuvieran dirigidas no únicamente a los hogares vulnerables que no son pobres, sino esencialmente y de manera prioritaria, a los pobres. Como tal, este estudio constituye un buen argumento para focalizar las redes de protección y aumentar la capacidad para administrar los riesgos, a los hogares que se encuentra hasta el final de la distribución del bienestar.

## Anexo

**Cuadro 1**  
**Efecto Esperado de los Choques en las Trayectorias de las Tres Rondas**

	Choques anteriores a t-2	Choques entre t-2 y t-1	Choques entre t-1 y t
Efecto temporal	- / 0	0	+
Efecto una ronda después	- / 0	+	+
Efecto dos rondas después	+	+	+

*Nota:* Efecto esperado en las trayectorias descendentes y en la persistencia de la pobreza por tipo de choque.

**Cuadro 2**  
**Estadísticas Descriptivas: Consumo y Crecimiento del Consumo**

	Año	Mediana	Media	D. E.
Consumo	1998	4633.64	6434.82	6876.00
	2001	4862.35	6531.49	5936.06
	2005	4579.69	6288.52	5815.40
Logaritmo del consumo	1998	8.44	8.46	0.75
	2001	8.49	8.51	0.73
	2005	8.43	8.48	0.70
Crecimiento del consumo	98-01	0.012	0.015	0.179
	01-05	-0.008	-0.008	0.127
	98-05	0.002	0.002	0.083

*Nota:* N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005; los valores están en córdobas reales de 1998; tipo de cambio promedio córdoba-dólar de 1998: 10.58; tasas de crecimiento anualizadas.

**Cuadro 3**  
**Estadísticas Descriptivas: Tendencias de la Pobreza**  
(porcentajes)

	Pobreza extrema	Pobreza general	Fuera de la pobreza
1998	19.5	24.3	56.2
2001	13.1	27.2	59.6
2005	11.6	28.6	59.8

*Nota:* N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005; las líneas de pobreza extrema y de pobreza general ascienden a 2,489 córdobas y a 4,233 córdobas, respectivamente, en 1998.



**Cuadro 4**  
**Distribución de Frecuencias de las Trayectorias de las Tres Rondas**

<b>Secuencia {ijk}</b>	<b>Tipo de trayectoria</b>	<b><math>n_{ijk}</math></b>	<b><math>n_{ijk}/N</math> (%)</b>	<b><math>n_{ijk}/N_i</math> (%)</b>
{333}	Otra	465	18.7	56.2
{332}	Descendente	122	4.9	14.7
{331}	Descendente	9	0.4	1.1
{323}	Otra	72	2.9	8.7
{322}	Descendente	97	3.9	11.7
{321}	Descendente	30	1.2	3.6
{313}	Otra	3	0.1	0.4
{312}	Descendente	19	0.8	2.3
{311}	Descendente	11	0.4	1.3
{233}	Ascendente	115	4.6	13.9
{232}	Otra	100	4.0	12.1
{231}	Descendente	23	0.9	2.8
{223}	Ascendente	103	4.1	12.4
{222}	Otra	208	8.4	25.1
{221}	Descendente	95	3.8	11.5
{213}	Ascendente	13	0.5	1.6
{212}	Otra	85	3.4	10.3
{211}	Descendente	86	3.5	10.4
{133}	Ascendente	24	1.0	2.9
{132}	Ascendente	23	0.9	2.8
{131}	Otra	10	0.4	1.2
{123}	Ascendente	25	1.0	3.0
{122}	Ascendente	102	4.1	12.3
{121}	Otra	123	4.9	14.8
{113}	Ascendente	14	0.6	1.7
{112}	Ascendente	89	3.6	10.7
{111}	Persistencia de la pobreza	419	16.9	50.5

*Nota:* Las trayectorias se definen como la secuencia de la posición que ocupan los hogares en la distribución del bienestar a medida que pasa el tiempo; las trayectorias toman la forma {ijk}, donde  $i, j, k=1, 2, 3$  corresponde a la posición que ocupa cada uno de los hogares en la distribución del bienestar en el período 1 (i), en el período 2 (j) y en el período 3 (k);  $N=2,485$  hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005; la última columna presenta la frecuencia por tercil.

**Cuadro 5**  
**Ocurrencia de Cada Uno de los Tipos de Trayectoria**

	n	%
Persistencia de la pobreza	419	16.9
Descendente	492	19.8
Ascendente	508	20.4
Otra	1,066	42.9

*Nota:* N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005: {111}; movilidad descendente: {ijk}, con i>k; movilidad ascendente: {ijk}, con i<k.

**Cuadro 6**  
**Estadísticas Descriptivas: Incidencia de Choques Cuando se Utiliza el Nivel de Bienestar Inicial (porcentajes)**

	Todos Media	Tercil 1 Media	Tercil 2 Media	Tercil 3 Media
Grave escasez de lluvia (julio de 1997)	33	20	35	45
Sequía (1997-1998)	33	53	29	16
Enfermedades infantiles (1997-1998)	47	57	48	36
Mitch (octubre de 1998)	15	22	14	10
Proxy para la crisis del café (1998-2001)	16	22	14	13
Grave escasez de lluvia (julio de 2000)	35	38	33	33
Sequía (2000-2001)	29	41	22	13
Enfermedades infantiles (2000-2001)	42	49	37	27
Enfermedades infantiles (2004-2005)	44	55	46	36

*Nota:* N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005; los autoreportes de sequía y de enfermedades infantiles se obtienen de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida, las lluvias ocurridas en 1997 se obtienen de información de INETER, la información sobre lluvias ocurridas en 2000 se obtiene de la TRMM de la NASA, la proxy para la crisis del café del censo agrícola de 2001, la variable dicotómica para Mitch de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida que se llevó a cabo en 1999 en comunidades afectadas por el huracán Mitch.

Cuadro 7  
Estadísticas Descriptivas: Características de Control

	Todos		Tercil 1		Tercil 2		Tercil 3	
	Media	D. E.	Media	D. E.	Media	D. E.	Media	D. E.
% conexión al sistema de drenaje (1995)	0.13	0.17	0.07	0.12	0.12	0.16	0.19	0.20
% conexión a la red de energía eléctrica (1995)	0.58	0.27	0.44	0.24	0.60	0.26	0.69	0.23
Hogares con conexión al sistema de drenaje	0.10	0.30	0.02	0.13	0.07	0.26	0.22	0.42
Hogares con energía eléctrica	0.64	0.48	0.33	0.47	0.71	0.45	0.88	0.32
Max nivel educativo en el hogar	7.22	4.03	5.00	3.04	7.11	3.50	9.53	4.12
Número de niños en el hogar	2.50	2.01	3.71	2.11	2.39	1.79	1.40	1.32
Número de adultos en el hogar	3.40	1.69	3.69	1.77	3.42	1.66	3.08	1.57
Jefe de familia hombre	0.71	0.45	0.74	0.44	0.71	0.45	0.69	0.46
Edad del jefe de familia	46.99	15.07	46.49	14.70	47.24	15.43	47.25	15.06
Proporción de ingresos derivados de actividades agrícolas	0.26	0.34	0.43	0.36	0.24	0.33	0.11	0.24
Jefe de familia recibe remesas	0.23	0.42	0.17	0.37	0.25	0.43	0.29	0.45
Diversificación de los ingresos	0.45	0.25	0.47	0.25	0.45	0.25	0.42	0.24
N bienes de consumo duradero	4.46	3.83	2.22	1.76	4.02	2.74	7.12	4.59
Tierra de cultivo	0.37	0.99	0.49	1.06	0.36	1.02	0.25	0.87
N ganado	2.00	12.62	1.31	4.72	1.57	8.46	3.11	19.56

Nota: N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005; el % de hogares que tienen conexión al sistema de drenaje y a la red de energía eléctrica es el promedio municipal que se obtiene del censo nacional realizado en 1995; las otras variables se obtienen de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998.

**Cuadro 8**  
**Matrices de Transición del Consumo por Tercil**  
(porcentajes)

<b>Transición entre 1998 y 2001</b>				
		2001		
	M <sub>1</sub>	1	2	3
1998	1	63.0	30.2	6.9
	2	22.2	49.0	28.7
	3	4.0	24.0	72.0
<b>Transición entre 2001 y 2005</b>				
		2005		
	M <sub>2</sub>	1	2	3
2001	1	62.2	23.3	3.6
	2	30.0	49.2	24.2
	3	5.1	29.6	72.9
<b>Transición entre 1998 y 2005</b>				
		2005		
	M <sub>3</sub>	1	2	3
1998	1	66.6	25.8	7.6
	2	24.6	47.5	27.9
	3	6.0	28.7	65.2

*Nota:* N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005.

**Cuadro 9**  
**Comparación de la Matriz de Transición Observada Durante 1998-2005 y los Pronósticos**  
**Realizados Mediante la Cadena de Markov de Primer Orden**  
(porcentajes)

		<b>2001</b>			
		$M_1 * M_2$	1	2	3
1998	1		48.6	31.5	14.6
	2		30.0	37.8	33.6
	3		13.3	34.0	58.5
		<b>2005</b>			
		$M_3$	1	2	3
1998	1		66.6	25.8	7.6
	2		24.6	47.5	27.9
	3		6.0	28.7	65.2

*Nota:* N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005.

Cuadro 10  
Choques y Trayectorias Descendentes

	Estimaciones probit			Estimaciones mediante apareamiento						
	I Movilidad descendente Tercil inicial: 2 o 3	II Movilidad descendente Tercil inicial: 2	III Movilidad descendente Tercil inicial: 3	IV Movilidad descendente Tercil inicial: 2 o 3	V Movilidad descendente Tercil inicial: 2	VI Movilidad descendente Tercil inicial: 3	coef	de	coef	de
<b>Características de control</b>										
% conexión al sistema de drenaje (1995)	-0.10	0.10	-0.25	0.15	-0.27*	0.15				
% conexión a red de energía eléctrica (1995)	-0.02	0.07	-0.08	0.08	0.11	0.11				
Hogares que tienen conexión al sistema de drenaje	-0.08**	0.04	-0.12*	0.06	-0.08*	0.05				
Hogares que tienen energía eléctrica	-0.04	0.04	-0.04	0.04	-0.09	0.08				
Max nivel educativo en el hogar	-0.02***	0.00	-0.02***	0.01	-0.02***	0.01				
N de niños en el hogar	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.04**	0.02				
N de adultos en el hogar	0.01	0.01	0.02**	0.01	0.04***	0.01				
Jefe de familia hombre	0.03	0.03	-0.00	0.04	0.05	0.04				
Edad del jefe de familia	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00				
Proporción de ingresos derivados de actividades agrícolas	0.06	0.05	0.10*	0.06	0.12	0.09				
Jefe de familia recibe remesas	-0.03	0.03	-0.04	0.04	-0.03	0.04				
Diversificación de los ingresos	0.03	0.05	-0.01	0.06	0.11	0.07				
N bienes duraderos en el hogar	-0.01***	0.00	-0.02**	0.01	-0.03***	0.01				
Tierra de cultivo	0.00	0.02	-0.01	0.02	-0.03	0.03				
N ganado	-0.00*	0.00	-0.01**	0.00	-0.00*	0.00				

Cuadro 10 (continuación)

	Estimaciones probit						Estimaciones mediante apareamiento					
	I		II		III		IV		V		VI	
	Movilidad descendente Tercil inicial: 2 o 3 coef de	coef de	Movilidad descendente Tercil inicial: 2 coef de	coef de	Movilidad descendente Tercil inicial: 3 coef de	coef de	Movilidad descendente Tercil inicial: 2 o 3 coef de	coef de	Movilidad descendente Tercil inicial: 2 coef de	coef de	Movilidad descendente Tercil inicial: 3 coef de	coef de
<b>VARIABLES DE CHOQUE</b>												
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 1997	-0.00	0.03	-0.01	0.04	0.05	0.05	-0.04	0.03	-0.01	0.04	-0.05	0.04
Sequía (1997-1998)	-0.03	0.04	-0.00	0.04	-0.03	0.07	0.01	0.05	-0.08	0.05	0.11	0.09
Enfermedades infantiles (1997-1998)	-0.03	0.03	-0.06*	0.03	-0.03	0.04	-0.03	0.02	-0.07***	0.03	-0.03	0.04
Comunidad afectada por Mitch (oct. de 1998)	-0.06*	0.03	-0.07**	0.03	-0.02	0.06	-0.02	0.04	-0.07	0.05	0.08	0.07
Proxy para la crisis del café (1998-2001)	0.02	0.04	0.01	0.04	0.05	0.06	-0.02	0.04	-0.07	0.05	0.02	0.05
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 2000	0.10***	0.03	0.13***	0.04	0.05	0.04	0.08***	0.03	0.13***	0.03	0.05	0.04
Sequía (2000-2001)	0.08**	0.04	0.05	0.04	0.11	0.07	0.14***	0.06	0.10*	0.06	0.25***	0.09
Enfermedades infantiles (2000-2001)	0.02	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.03	0.02	0.03	0.05	0.04
Enfermedades infantiles (2004-2005)	0.11***	0.02	0.07**	0.03	0.17***	0.04	0.10***	0.02	0.06*	0.03	0.14***	0.04
Número de observaciones	1,655		828		827							
Pseudo R <sup>2</sup>	0.109		0.170		0.204							

Nota: Significativo a un nivel de \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005; movilidad descendente: {ijk}, con i>k.

Nota para estimaciones probit: (columnas I, II and III): los efectos marginales indican la variación ocurrida en la probabilidad de que un hogar presente movilidad descendente cuando ocurre cada uno de los choques.

Nota para estimaciones mediante el método de pareo: (columnas IV, V y VI): estimaciones mediante el método de pareo y el de vecino más cercano, ajustadas por sesgo (Abadie e Imbens, 2006); "pareo" de 4 vecinos más cercanos, los coeficientes son el efecto promedio del tratamiento y estiman la variación ocurrida en la probabilidad de que un hogar presente movilidad descendente después de un choque; se "parean" todas las características de control de las estimaciones probit (inclusive otros choques).



**Cuadro 11**  
**Choques y Persistencia de la Pobreza**

	Estimaciones probit		Estimaciones mediante método de pareo	
	I		II	
	Tercil inicial: 1	Tercil inicial: 1	Tercil inicial: 1	Tercil inicial: 1
	coef	de	coef	de
<b>Características de control</b>				
% conexión al sistema de drenaje (1995)	-0.21	0.23		
% conexión a red de energía eléctrica (1995)	-0.11	0.12		
Hogares que tienen conexión al sistema de drenaje	0.04	0.16		
Hogares que tienen energía eléctrica	-0.05	0.05		
Max nivel educativo en el hogar	-0.03***	0.01		
N de niños en el hogar	0.05***	0.01		
N de adultos en el hogar	-0.00	0.01		
Jefe de familia hombre	-0.02	0.05		
Edad del jefe de familia	0.00	0.00		
Proporción de ingresos derivados de actividades agrícolas	0.07	0.06		
Jefe de familia recibe remesas	-0.06	0.05		
Diversificación de los ingresos	-0.02	0.08		
N bienes duraderos	-0.04***	0.01		
Tierra de cultivo	0.00	0.02		
N ganado	-0.02***	0.01		
<b>VARIABLES DE CHOQUE</b>				
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 1997	0.10*	0.06	-0.02	0.05
Sequía (1997-1998)	0.13***	0.05	0.10***	0.04
Enfermedades infantiles (1997-1998)	0.03	0.04	0.03	0.04
Comunidad afectada por Mitch (oct de 1998)	0.08	0.05	0.07*	0.04

**Cuadro 11 (continuación)**

	Estimaciones probit		Estimaciones mediante método de pareo	
	I		II	
	Tercil inicial: 1 coef	de	Tercil inicial: 1 coef	de
Proxy para la crisis del café (1998-2001)	0.16***	0.05	0.08*	0.04
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 2000	0.03	0.04	0.10***	0.04
Sequía (2000-2001)	0.05	0.04	0.02	0.04
Enfermedades infantiles (2000-2001)	0.02	0.04	0.04	0.03
Enfermedades infantiles (2004-2005)	0.09**	0.04	0.06*	0.03
Número de observaciones	829.00***			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.160			

*Nota:* Significativo a un nivel de \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ; N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005.

*Nota para estimaciones probit:* (columna I): los efectos marginales indican la variación ocurrida en la probabilidad de que un hogar presente pobreza persistente {111} cuando ocurre cada uno de los choques, condicionado a que el hogar se encontrara inicialmente en el tercil inferior.

*Nota para estimaciones mediante el método de pareo:* (columna II): estimaciones mediante el método de pareo y el de vecino más cercano, ajustadas por sesgo (Abadie e Imbens, 2006); “pareo” de 4 vecinos más cercanos, los coeficientes representan los efectos promedio del tratamiento y estiman la variación ocurrida en la probabilidad de que un hogar que inicialmente se encontraba en el tercil inferior presente pobreza persistente {111} después de un choque; se “parean” todas las características de control de las estimaciones probit (inclusive otros choques).

**Cuadro 12**  
**Choques y Persistencia de la Pobreza en Submuestra Rural**

	Estimaciones probit		Estimaciones mediante método de pareo	
	I		II	
	Tercil inicial: 1 coef	de	Tercil inicial: 1 coef	de
<b>Variables de choque</b>				
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 1997	-0.05	0.09	0.02	0.09
Sequía (1997-1998)	0.05	0.07	0.08	0.06
Enfermedades infantiles (1997-1998)	-0.06	0.06	-0.05	0.05
Comunidad afectada por Mitch (oct de 1998)	0.16**	0.07	0.11**	0.06
Proxy para la crisis del café (1998-2001)	0.23***	0.07	0.10	0.06
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 2000	0.16**	0.06	0.19***	0.06
Sequía (2000-2001)	-0.00	0.06	-0.01	0.05
Enfermedades infantiles (2000-2001)	0.01	0.06	0.02	0.05
Enfermedades infantiles (2004-2005)	0.15***	0.06	0.13***	0.05
Número de observaciones	383			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.184			

*Nota:* Significativo al nivel de \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ; N=1,152 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005, submuestra rural.

*Nota para estimaciones probit:* (columna I): los efectos marginales indican la variación ocurrida en la probabilidad de que un hogar presente pobreza persistente {111} cuando ocurre cada uno de los choques, condicionado a que el hogar se encontrara inicialmente en el tercil inferior. Se incluyen las mismas características de control que en los Cuadros 10 y 11.

*Nota para las estimaciones mediante el método de pareo:* (columna II): estimaciones mediante el método de pareo y el de vecino más cercano, ajustadas por sesgo (Abadie e Imbens, 2006); “pareo” de 4 vecinos más cercanos, los coeficientes representan los efectos promedio del tratamiento y estiman la variación en la probabilidad de que un hogar que inicia en el tercil inferior presente pobreza persistente {111} después de un choque ; se “parean” todas las características de control de las estimaciones probit (inclusive otros choques).

**Cuadro 13**  
**Choques y Persistencia de la Pobreza**  
**(definiciones alternas)**

	I	II	III	IV
	Estimaciones probit	Estimaciones probit	Estimaciones por pareo	Estimaciones por pareo
	Quintil inicial: 1	Septil inicial: 1	Quintil inicial: 1	Septil inicial: 1
	coef	coef	coef	coef
<b>VARIABLES DE CHOQUE</b>				
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 1997	-0.04	-0.07	-0.06	-0.14
Sequía (1997-1998)	0.05	0.12**	0.01	0.03
Enfermedades infantiles (1997-1998)	-0.04	-0.06	-0.00	-0.05
Comunidad afectada por Mitch (Oct 1998)	0.13**	0.07	0.09*	0.08
Proxy para la crisis del café (1998-2001)	0.22***	0.21***	0.08	0.15***
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 2000	0.15***	0.17***	0.16***	0.18***
Sequía (2000-2001)	-0.00	-0.03	0.00	0.01
Enfermedades infantiles (2000-2001)	-0.04	0.04	-0.01	0.06
Enfermedades infantiles (2004-2005)	0.16***	0.03	0.11***	0.05
Número de observaciones	491	352		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.213	0.188		

*Nota:* Significativo a un nivel de \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; N=2,485 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998-2001-2005.

*Nota para estimaciones probit:* (columna I): los efectos marginales indican la variación ocurrida en la probabilidad de que un hogar presente pobreza persistente {111} cuando ocurre cada uno de los choques, condicionado a que el hogar se encontrara inicialmente en el tercil inferior. Se incluyen las mismas características de control que en los Cuadros 10 y 11.

*Nota para estimaciones mediante el método de pareo:* (columna II): estimaciones mediante el método de pareo y el de vecino más cercano, ajustadas por sesgo (Abadie e Imbens, 2006); “pareo” de 4 vecinos más cercanos, los coeficientes representan los efectos promedio del tratamiento y estiman la variación ocurrida en la probabilidad de que un hogar que inicialmente se encontraba en el tercil inferior presente pobreza persistente {111} después de un choque; se “parean” todas las características de control de las estimaciones probit (inclusive otros choques).

Cuadro 14  
Atrición, Bienestar Inicial y Choques

	I		II		III		IV		
	Estimaciones probit Atrición	coef	de	Estimaciones probit Atrición: tercil 1	coef	de	Estimaciones probit Atrición: tercil 2	coef	de
Consumo de 1998 (log)	0.01	0.01	0.04	-0.06	0.04	-0.05	0.08	0.12***	0.03
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 1997	-0.03	0.02	0.04	-0.07*	0.04	-0.03	0.03	0.01	0.03
Sequía (1997-1998)	-0.04**	0.02	0.03	-0.08***	0.03	-0.05*	0.03	-0.00	0.04
Enfermedades infantiles (1997-1998)	-0.03**	0.02	0.03	-0.03	0.03	-0.02	0.03	-0.05	0.03
Comunidad afectada por Mitch (oct de 1998)	-0.05**	0.02	0.03	-0.07**	0.03	-0.03	0.04	-0.07	0.05
Proxy para la crisis del café (1998-2001)	-0.02	0.02	0.03	-0.06*	0.03	0.00	0.04	0.03	0.04
Grave escasez de lluvia ocurrida en julio de 2000	-0.03*	0.02	0.03	-0.06**	0.03	-0.01	0.03	-0.00	0.03
Número de observaciones	3,905			1,294		1,261		1,350	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,006			0,017		0,004		0,016	

Nota: Significativo a un nivel de \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; N=3,905 hogares de la Encuesta Nicaragüense de Niveles de Vida de 1998; estimaciones probit del porcentaje de atrición; efectos marginales; variables para choques en orden cronológico; atrición en sección transversal en 1998: 38.4%; atrición en tercil inferior en 1998: 38.4%; atrición en tercil medio en 1998: 38.4%; atrición en tercil superior en 1998: 40.1%; las diferencias entre terciles en lo que se refiere al porcentaje de atrición no son significativas.

## Referencias

- Abadie, A. y G. Imbens.** “Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects.” *Econometrica* vol. 74 no. 1 (2006).
- Abadie, A., D. Drukker, J. Herr y G. W. Imbens.** “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata.” *The Stata Journal* vol. 4 no. 3 (2004).
- Anderson, T. W. y Leo A. Goodman.** “Statistical Inference About Markov Chains.” *The Annals of Mathematical Statistics* vol. 28. no. 1 (1957).
- Angrist, J.** “Treatment Effects.” *The New Palgrave* (2006).
- Atkinson, A., F. Bourguignon y C. Morrison.** *Empirical Studies of Earning Mobility*. Harwood Economic Publishers, 1992.
- Banco Mundial/World Bank.** *Nicaragua Poverty Assessment*. Washington DC.: The World Bank, 2008.
- Bane, M. J. y D. T. Ellwood.** “Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells.” *The Journal of Human Resources* vol. 21 no. 1 (1986).
- Barrett, C. B. y M. C. Carter.** “The Economics of Poverty Trap and Persistent Poverty: an Asset-based Approach.” *Journal of Development Studies* vol. 42 no. 2 (2006).
- Barrett, C.** “Rural Poverty Dynamics: Development Policy Implication.” *Agricultural Economics* vol. 32 no. 1 (2005).
- Baulch, B. y J. Hoddinott.** *Economic Mobility and Poverty Dynamics in Developing Countries*. Londres: Frank Cass, 2000.
- Beegle, K., J. De Weerd y S. Dercon.** “Migration and Economic Mobility in Tanzania. Evidence from a Tracking Survey.” World Bank Policy Research Working Paper No. 4798, 2009.
- Calvo, C. y S. Dercon.** “Chronic Poverty and All That: The Measurement of Poverty over Time.” En T. Addison, D. Hulme y R. Kanbur (eds.), *Poverty Dynamics, Interdisciplinary Perspectives*. Oxford: Oxford University Press, 2009.
- Capellari, L. y S. P. Jenkins.** “Who Stays Poor? Who Becomes Poor? Evidence from the British Household Panel Survey.” *The Economic Journal* vol. 112 (2002).
- Carter, M., P. Little, T. Moguees y N. Workneh.** “Tracking the Long Run Economic Impacts of Disasters: Environmental Shocks and Recovery in Ethiopia and Honduras.” Universidad de Cornell (mimeo), 2004.
- Castro-Leal, F. y C. Sobrado.** “Measuring and Comparing Poverty, Pre- and Post- Mitch, and Future Poverty Scenarios.” En World Bank, *Nicaragua Poverty Assessment*. Washington DC: The World Bank, 2001.
- Davis, P.** “Poverty in Time: Exploring Poverty Dynamics from Life History Interviews in Bangladesh.” En T. Addison, D. Hulme y R. Kanbur (eds.), *Poverty Dynamics, Interdisciplinary Perspectives*. Oxford: Oxford University Press, 2009.
- Deaton, Angus.** “Savings and Liquidity Constraints.” *Econometrica* vol. 59 no. 5 (1991).
- Dehejia, R. H. y S. Wahba.** “Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs.” *Journal of the American Statistical Association* vol. 99 no. 448 (1999).
- De Janvry, Alain, Elisabeth Sadoulet y Renos Vakis.** “Protecting Vulnerable Children from Uninsured Risks: Adapting Conditional Cash Transfer Programs to Provide Broader Safety Nets”. *Well-being and Social Policy*, vol. 6 no. 1 (2010): 163-185.
- Dercon, S.** “Wealth, Risk and Activity Choice: Cattle in Western Tanzania.” *Journal of Development Economics* vol. 55 (1998).
- Dercon, S.** “Growth and Shocks: Evidence from Rural Ethiopia.” *Journal of Development Economics* vol. 74 no. 2 (2004).

- Dercon, S. y J. Hoddinott.** “Health, Shocks and Poverty Persistence.” En S. Dercon, *Insurance against Poverty*. Oxford: Oxford University Press, 2004.
- Elbers, C., J. W. Gunning y B. Kinsey.** “Growth and Risk: Methodology and Micro Evidence.” *The World Bank Economic Review* vol. 21 no. 1 (2007).
- Fafchamps, M.** *Rural Poverty, Risk and Development*. Cheltenham: Edward Elgar, 2003.
- Fields, G. y E. Ok.** “The Measurement of Income Mobility: an Introduction to the Literature.” En J. Silber (ed.), *Handbook of Inequality Measurement*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 2001.
- Foster, J.** “A Class of Chronic Poverty Measures.” En T. Addison, D. Hulme and R. Kanbur (eds.), *Poverty Dynamics, Interdisciplinary Perspectives*. Oxford: Oxford University Press, 2009.
- Gardiner, K. y J. Hills.** “Policy Implications of New Data on Income Mobility.” *The Economic Journal* vol. 109 (1999).
- Heckman, J. y S. Navarro-Lozano.** “Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models.” *The Review of Economics and Statistics* vol. 86 no. 1 (2004).
- Ho, D., K. Imai, G. King y E. A. Stuart.** “Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference.” *Political Analysis* vol. 15 no. 3 (2007).
- Hulme, D.** “Chronic Poverty and Development Policy: An Introduction.” *World Development* vol. 31 no. 3 (2003).
- Hulme, D. y A. Shepherd.** “Conceptualizing Chronic Poverty.” *World Development* vol. 31 no. 3 (2003).
- Imbens, G.** “Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects: a Review.” *The Review of Economic and Statistics* vol.86 no. 1 (2004).
- INETER.** “Escenarios de precipitación en Nicaragua para los eventos del Niño.” Managua (mimeo), 2002.
- Jacoby, H. y E. Skoufias.** “Risk, Financial Markets, and Human Capital in a Developing Country.” *Review of Economic Studies* vol.64 no. 3 (1997).
- Jalan, J. y M. Ravallion.** “Are the Poor less well Insured?” *Journal of Development Economics* vol.61 no. 81 (1999).
- Jalan, J. y M. Ravallion.** “Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China.” *Journal of Development Studies* vol.36 no. 6 (2000).
- Jalan, J. y M. Ravallion.** “Household Income Dynamics in Rural China.” En S. Dercon (ed.), *Insurance Against Poverty*. Oxford: Oxford University Press, 2004.
- Jarvis, S. y S. Jenkins.** “Low Income Dynamics in 1990s Britain.” *Fiscal Studies* vol. 18 no. 2 (1997).
- Krishna, A.** “Pathways Out of and Into Poverty in 36 Villages of Andhra Pradesh, India.” *World Development* vol. 34 no. 2 (2006).
- Lokshin, M. y M. Ravallion.** “Household Income Dynamics in Two Transition Economies.” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* vol. 8.3 (2004).
- Lillard, L. y R. Willis.** “Dynamic Aspects of Earning Mobility.” *Econometrica* vol. 46 no. 5 (1978).
- Macours, K. y R. Vakis.** “Seasonal Migration and Early Childhood Development.” *World Development* vol. 38 no. 6 (2010).
- McPeak, J.** “Contrasting Income Shocks with Asset shocks: Livestock Sales in Northern Kenya.” *Oxford Economic Papers* vol. 56 (2004).
- Morduch, J.** “Income Smoothing and Consumption Smoothing.” *The Journal of Economic Perspectives* vol. 9 no. 3 (1995).
- Narayan, D., L. Pritchett y S. Kapoor (eds).** *Moving Out of Poverty, Success from the Bottom Up*. Palgrave Macmillan and The World Bank, 2009.
- Premand, P.** “Hurricane Mitch and Consumption Growth of Nicaraguan Agricultural households.” *Well-being and Social Policy*, vol. 6 no. 1 (2010): 17-54.
- Premand, Patrick y Renos Vakis.** “Do Shocks Affect Poverty Persistence? Evidence Using Welfare Trajectories from Nicaragua”. *Well-being and Social Policy*, vol. 6 no. 1 (2010): 95-131.



- Rigg, J. y T. Sefton.** "Income Dynamics and the Life Cycle." *Journal of Social Policy* vol. 35 no. 3 (2006).
- Rojas, O., J. Rodriguez y R. Rivas.** "Vulnerabilidad Agroclimática e Índices de Precipitación para el Seguro de Cosechas en Nicaragua." MAGFOR, Managua (mimeo), 2000.
- Rosenbaum, P. y D. Rubin.** "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* vol. 70 no. 1 (1983).
- Rosenzweig, M. y O. Stark.** "Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India." *The Journal of Political Economy* vol.97 no.4 (1999).
- Rosenzweig, M. y H. Binswanger.** "Wealth, Weather Risk and the Composition and Profitability of Agricultural Investments." *Economic Journal* vol. 103 no. 416 (1993).
- Rosenzweig, M. y K. Wolpin.** "Credit Market Constraints, Consumption Smoothing, and the Accumulation of Durable Production Assets in Low-income Countries: Investment in Bullocks in India." *Journal of Political Economy* vol.101 no. 2 (1993).
- Rosenzweig, M.** "Payoffs from Panels in Low-Income Countries: Economic Development and Economic Mobility." *AEA Papers and Proceedings* vol.93 no. 2 (2003).
- Sen, B.** "Drivers of Escape and Descent: Changing Household Fortunes in Rural Bangladesh." *World Development* vol.31 no. 3 (2003).
- Shorrocks, A. F.** "Income mobility and the Markov Assumption." *The Economic Journal* vol.86 no. 343 (1976).
- Sobrado, C.** "The Consumption Aggregate." En World Bank, *Nicaragua Poverty Assessment*. Washington DC.: The World Bank, 2001.
- Sobrado, C.** "The Consumption Aggregate, Poverty Lines and Decomposition of Poverty Changes in Nicaragua, 1998-2001." En World Bank, *Nicaragua Poverty Update*. Washington DC.: The World Bank, 2003.
- Stevens, A. H.** "Climbing out of Poverty, Falling back in. Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells." *The Journal of Human Resources* vol. 34 no. 3 (1999).
- Vakis, R, D. Kruger y A. Mason.** "Shocks and Coffee: Lessons from Nicaragua." World Bank Social Protection Discussion Paper No. 0415, 2004.
- Yalonzky, G.** *Essays on Economic Mobility*. Tesis Doctoral, Universidad de Oxford, 2008.
- Zhao, Z.** "Using Matching to Estimate Treatment Effects: Data Requirements, Matching Metrics, and Monte Carlo Evidence." *Review of Economics and Statistics* vol. 86 no. 1 (2004).
- Zimmerman, F. y M. Carter.** "Asset Smoothing, Consumption Smoothing and the Reproduction of Inequality under Risk and Subsistence Constraints." *Journal of Development Economics* vol. 71 (2003).