



## CAPÍTULO 5

# DINÁMICA DE POBREZA Y MOVILIDAD SOCIO-ECONÓMICA EN ECUADOR 2006-2014

Facundo Cuevas, Bernardo Atuesta y Fausto Jácome

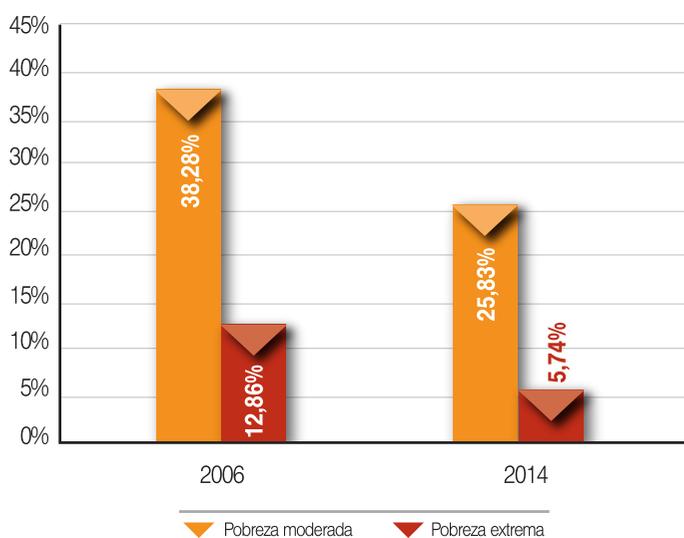
### ■ INTRODUCCIÓN

Las tasas de pobreza moderada y extrema en Ecuador han caído sustancialmente del 2006 al 2014. La tabla 1 muestra que la pobreza moderada cayó más de 12 puntos porcentuales mientras que la pobreza extrema cayó alrededor de 5 puntos porcentuales durante este período. Sin embargo, estos cambios en las tasas de pobreza no brindan información sobre la dinámica de la pobreza en el país. Este documento mide el nivel de movilidad de la pobreza en Ecuador del 2006 al 2014 utilizando la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). En particular, se calcula las probabilidades conjuntas de la matriz de transición de pobreza que se muestra en la figura 2. Asimismo, se compara el nivel de movilidad de entrada y salida de la pobreza de diferentes subgrupos de la población para identificar dónde se ha llevado a cabo la reducción de pobreza y cuáles subgrupos tienen las menores probabilidades de salir de la pobreza.



FIGURA 1

TASAS DE POBREZA EXTREMA Y MODERADA



Fuente: cálculos de los autores usando ECV2006 y ECV2014.

Idealmente, la dinámica de la pobreza se mide utilizando información de paneles, dado que se necesita observar el mismo hogar o individuo a través del tiempo. Desafortunadamente, Ecuador no cuenta con un conjunto de información de paneles de buena calidad que pueda emplearse con este fin<sup>1</sup>. Esto podría explicar la relativa ausencia de estudios cuantitativos acerca de movilidad social en Ecuador. De hecho,



<sup>1</sup> La Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) está diseñada como un panel rotativo de vivienda, donde se entrevista a una sub-muestra de viviendas por dos trimestres consecutivos y luego se reemplaza por una nueva sub-muestra de hogares que son entrevistados durante los próximos dos trimestres, para finalmente ingresar a la muestra nuevamente por dos trimestres antes de salir de la encuesta. Sin embargo, la falta de consistencia de los identificadores del panel que vienen con los conjuntos de información original genera la pérdida de una gran proporción de la muestra, lo que socava la calidad del análisis.



se ha identificado dos estudios sobre movilidad socio-económica en Ecuador. Canelas (2010) ha estudiado la movilidad del ingreso en Ecuador aplicando métodos de “seudo-panel” utilizando la ENEMDU para el período 2000-2009. El seudo-panel fue construido usando cohortes de edad y el principal resultado es que el 35% de la brecha de ingresos entre dos individuos con características similares observables se elimina dentro de un año, lo que sugiere un bajo nivel de movilidad absoluta. También encontró que el 86% de los pobres en 2008 tenía una probabilidad de 1 de permanecer en la pobreza en el 2009, lo que implica una elevada persistencia de la pobreza en Ecuador. Pesántez (2014) usa el método de paneles sintéticos desarrollado por Dang et al. (2011) para evaluar la movilidad socio-económica en Ecuador para el período 2007-2013 usando la ENEMDU. Basada en el método no-paramétrico, la autora encontró que 23% de hogares salieron de la pobreza, 10% cayeron en estado de pobreza y 12% se mantuvo en estado de pobreza crónica.

Nuestro análisis difiere del de Pesántez (2014) en diversas formas. Primero, mientras nuestro análisis se enfoca en la movilidad de la pobreza por consumo usando la ECV 2006 y 2014, Pesántez (2014) se enfoca en la movilidad de la pobreza por ingreso usando la ENEMDU 2007 y 2013. Sin embargo, si bien nuestro enfoque es en la ECV, también usamos la ENEMDU para obtener series de movilidad socio-económica de 2007 a 2014. El uso de estas dos bases de datos nos permite presentar resultados de movilidad de la pobreza basados en el agregado de ingreso proveniente de la ENEMDU, como en Pesántez (2014), así como en el agregado de consumo proveniente de la ECV. Adicionalmente, Pesántez (2014) únicamente usa las bases de datos de 2007 y 2013, mientras que nosotros usamos las bases de datos de todos los años desde 2007 hasta 2014 de la ENEMDU, lo que nos provee de una imagen más detallada de la evolución año a año de la movilidad socio-económica en Ecuador durante este período (ver recuadro 1). En términos de metodología, así como Pesántez (2014), nosotros usamos el método no-paramétrico de paneles sintéticos desarrollado por Dang et al. (2011) que identifica cotas de la movilidad de la pobreza; pero también usamos el último método paramétrico de paneles sintéticos desarrollado por Dang y Lanjouw (2013) quienes se basan en el método de Dang et al. (2011) para derivar estimaciones puntuales de movilidad de la pobreza<sup>2</sup>.



2 La sección 2 presenta una discusión más detallada e intuitiva sobre las diferencias entre el método de paneles sintéticos desarrollados por Dang et al. (2011) y por Dang y Lanjouw (2013).

TABLA 1

MATRIZ DE TRANSICIÓN DE LA POBREZA			
		Estatus de pobreza en la ronda 2	
		Pobre: $y_{i2} < z_2$	No pobre: $y_{i2} > z_2$
Estatus de pobreza en la ronda 1	Pobre: $y_{i1} < z_1$	Pobreza crónica	Salidas de pobreza
	No pobre: $y_{i1} > z_1$	Entradas a la pobreza	Persistentemente no pobre

Notas:  $y$  representan el consumo per cápita del hogar en los períodos 1 y 2, respectivamente, mientras que  $z$  representan las líneas de pobreza en los períodos 1 y 2, respectivamente.

En casos como el de Ecuador, en donde no existen bases de datos panel, los métodos presentados por Dang et al. (2011) y Dang y Lanjouw (2013) son muy útiles para análisis de movilidad de la pobreza debido a que presentan las últimas técnicas econométricas para construir paneles sintéticos basados en encuestas de corte transversal repetidas (como por ejemplo las ECV2006 y ECV2014). Intuitivamente, este método utiliza un modelo de consumo econométrico para atribuir el consumo<sup>3</sup> en el período 1 para cada hogar observado en el período 2. Esto significa que cada hogar en el período 2 tendría el consumo del período 2 y el consumo imputado del período 1. Este arreglo nos permite estudiar las probabilidades de salir y entrar de la pobreza, permanecer en estado de pobreza crónica o persistentemente no pobre. Este método ha sido validado contrastándose sus resultados con aquellos de paneles de información reales en algunos países (Dang et al., 2011; Dang y Lanjouw, 2013; Cruces et al., 2014; Martínez, 2015) y se ha aplicado a nivel país y regional<sup>4</sup>. Este documento representa la primera aplicación de la metodología de estimación puntual a Ecuador.

Las metodologías de panel sintético desarrolladas por Dang et al. (2011) y Dang y Lanjouw (2013) difieren en sus supuestos acerca de la correlación entre los



<sup>3</sup> En el caso de la ECV, el agregado de bienestar es el consumo per cápita del hogar, pero en el caso de la ENEMDU (como en el recuadro 1), el agregado de bienestar es el ingreso per cápita del hogar.

<sup>4</sup> Muchos estudios han utilizado los métodos de Dang et al. (2011) y Dang y Lanjouw (2013) para analizar la dinámica de la pobreza en varios escenarios, incluyendo análisis multi-país para América Latina (Ferreira et al., 2013; Vakis, Rigolini, y Lucchetti, 2015), el Sur de Asia (Rama et al., 2015) y Europa y Asia Central (Cancho et al., 2015). En los estudios de casos de países específicos que utilizan paneles sintéticos se investigan países entre los cuales se incluyen la República de Kirguistán (Bierbaum y Gassmann, 2012), Bután (World Bank, 2014), Senegal (Dang, Lanjouw, y Swinkels, próximamente), Ruanda (Lakner, 2015) e India (Dang y Lanjouw, 2015). Otro uso promisorio de los paneles sintéticos es el de evaluar los impactos de los programas (Garbero, 2014).



términos de error en los modelos de consumo calculados para los dos períodos. Si bien esto se explica en mayor detalle en la sección 2, el método desarrollado por Dang et al. (2011) identifica límites en la movilidad de la pobreza, donde el límite superior corresponde a una correlación cero de los términos de error o el nivel máximo posible de movilidad, y el límite inferior corresponde al menor nivel posible de movilidad (correlación de los términos de error equivalente a 1). Por otro lado, Dang y Lanjouw (2013) se basan en el método de Dang et al. (2011) y derivan una estimación puntual de movilidad de la pobreza al asumir normalidad conjunta del término de error y obtener el coeficiente de correlación a partir de la información de las encuestas.

Inicialmente, se aplican y contrastan los resultados de estos dos métodos para Ecuador utilizando la ECV 2006 y la ECV 2014 con un enfoque en la movilidad de entrada y salida de la pobreza moderada. Sin embargo, el estudio se concentra en la metodología de estimaciones puntuales al hacer el análisis de subgrupos y al calcular la movilidad entre hogares en pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media o superior. Se utiliza el método de estimaciones puntuales en estos últimos ejercicios porque el supuesto de normalidad de los términos de error de los modelos de consumo parece haberse satisfecho, lo que hace de las estimaciones puntuales la opción más razonable entre los valores de los dos supuestos extremos asociados con los límites. Adicionalmente, las estimaciones puntuales son más fáciles de comunicar y es más fácil también derivar de ellas implicancias para políticas, lo que las hace más atractivas que los cálculos de límites.

Los principales hallazgos encontrados en el presente estudio, sugieren que más del 13% de la población salió de la pobreza del 2006 al 2014, mientras que menos del 5% se convirtió en pobre. A nivel subgrupos se encuentra que los hogares en zonas rurales con jefe de hogar con trabajo de baja calidad (a tiempo parcial, informal, subempleo o ganando menos que el sueldo mínimo) tienen menos probabilidades condicionales de salir de la pobreza que sus contrapartes.

Este documento está estructurado de la siguiente forma: la segunda sección explica intuitivamente las dos metodologías de panel sintético aplicadas en este estudio. La tercera sección describe el conjunto de información, la selección de la población de muestra o referencia y la definición de las variables empleadas. La cuarta sección presenta el procedimiento para seleccionar el modelo de consumo utilizado. La sección 5 presenta los resultados de movilidad de la pobreza entre los pobres moderados y los no pobres, comparando los resultados del método de límites y el método de estimaciones puntuales. La sección 6 muestra los resultados del cálculo de la dinámica de la pobreza para diferentes subgrupos de la población y las estimaciones puntuales de la movilidad entre los hogares en pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media o superior. Finalmente en la sección 7 se concluye el análisis.

## METODOLOGÍA

Este documento emplea dos metodologías para calcular las probabilidades de la dinámica de la pobreza. La primera corresponde al enfoque no-paramétrico desarrollado por Dang et al. (2011) (DLLM), que proporciona los límites superior e inferior de las probabilidades de salir y entrar en la pobreza entre dos períodos de tiempo<sup>5</sup>. El segundo enfoque fue desarrollado por Dang y Lanjouw (2013) (DL), quienes asumen normalidad conjunta de los modelos de consumo de los dos períodos, lo que les permite derivar estimaciones puntuales paramétricas de las probabilidades de la dinámica de la pobreza. Esta sección presenta las ideas principales de las dos metodologías<sup>6</sup>, que provienen directamente de DLLM y DL (incluyendo la anotación).

La relación lineal entre consumo ( $y$ ) y características invariables en el tiempo ( $x$ ) del hogar  $i$  en cada ronda  $t$  de la encuesta puede escribirse de la siguiente forma

$$y_{it} = x_{it}'\beta_t + \varepsilon_{it}, \text{ con } t = 1,2 \quad (1)$$

Donde  $x_{it}$  es un vector de características del hogar que son invariantes en el tiempo o que pueden ser recuperadas de una ronda a la otra, y  $\varepsilon_{it}$  es un término de error. Debido al hecho de que no contamos con información de paneles, no observamos el mismo hogar en las dos rondas de la encuesta, por lo cual el modelo se calcula separadamente para las dos muestras representativas.

La idea de este análisis es calcular la probabilidad de los hogares de tener transiciones de entrada y salida de la pobreza entre la ronda 1 y la ronda 2. Por ejemplo, este análisis calcula la probabilidad de ser pobre en la ronda 1 y no pobre en la ronda 2, lo que puede escribirse de la siguiente manera:

$$P(y_{i1} < z_1 \text{ y } y_{i2} > z_2)$$

Donde  $z_1$  y  $z_2$  son las líneas de pobreza en el período 1 y 2, respectivamente. Dado que no observamos el mismo hogar en las rondas 1 y 2 debido a la ausencia de información de paneles, podemos emplear la ecuación (1) para reescribir la última probabilidad como:

$$P(\varepsilon_{i1} < z_1 - \beta_1' x_{i1} \text{ y } \varepsilon_{i2} > z_2 - \beta_2' x_{i2})$$

<sup>5</sup> DLLM proporciona además un enfoque de límites paramétricos, que consiste en obtener el coeficiente de correlación entre los términos de error utilizando fuentes de información secundaria. Debido a que se calcularon las dinámicas de pobreza utilizando el enfoque paramétrico de Dang y Lanjouw (2013), quienes calculan el coeficiente de correlación directamente de la información primaria, no se utilizó el enfoque de límites paramétricos en este análisis.

<sup>6</sup> El anexo describe las dos metodologías en mayor detalle.



Esto implica que la probabilidad de un hogar de salir de la pobreza de la ronda 1 a la ronda 2 depende de la distribución conjunta de los términos de error. Lo que difiere entre los dos métodos de cálculo de la dinámica de la pobreza utilizados en este análisis son precisamente los supuestos en la correlación entre los términos de error. El enfoque no paramétrico (límites) asume correlaciones de cero y uno para calcular los límites. El enfoque paramétrico, por otro lado, asume normalidad conjunta en los términos de error y calcula su correlación a partir de la información. Esto significa que, cada vez que el supuesto de normalidad conjunta se cumple, el método paramétrico es la opción más atractiva entre los valores proporcionados por el método no paramétrico.

La intuición detrás de los dos valores extremos de la correlación de los términos de error es la siguiente: cuando no existe correlación alguna, es decir, el coeficiente de correlación es igual a cero, el consumo del hogar en la ronda 1, manteniendo todo lo demás constante, no tiene poder explicativo sobre el consumo en la ronda 2, lo que significa que se espera que la movilidad entre las dos rondas sea alta. Por otro lado, cuando la correlación entre los términos de error del modelo de consumo en la ronda 1 y la ronda 2 se encuentran perfectamente correlacionados, es decir, un coeficiente de correlación equivalente a **1**, esperamos que el hogar que tiene bajo consumo en la ronda 1 también tenga bajo consumo en la ronda 2, lo que resulta en un bajo nivel de movilidad. Por lo tanto, el supuesto de correlación cero corresponde al límite superior y aquel de correlación perfecta corresponde al límite inferior en el enfoque no paramétrico.

Los dos métodos comparten los siguientes supuestos: el primero es que la población subyacente en las rondas 1 y 2 es la misma. Esto asegura que la distribución de características invariables en el tiempo no cambie con el tiempo, lo que nos permite utilizar estas características para predecir el consumo. El segundo supuesto compartido es que la correlación de los términos de error es no-negativa, lo que asegura que existe cierto nivel de movilidad. DLLM pone a prueba este supuesto utilizando información de paneles, y lo justifican por la presencia de efectos fijos del hogar en el término de error y por la persistencia de los choques en consumo o, en otras palabras, una correlación positiva a través del tiempo. DLLM también justifica este segundo supuesto estableciendo que, a pesar de que algunos hogares pueden reducir el consumo para financiar el consumo irregular en períodos posteriores, es improbable que esto ocurra en el caso de todos los hogares.

## ■ INFORMACIÓN

La principal fuente de información utilizada en este análisis es la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). La ECV es una encuesta de hogares representativos y se lleva a cabo aproximadamente cada seis años. La encuesta tiene seis rondas: ECV 1994, ECV 1995, ECV 1998, ECV 1999, ECV 2005-2006 y ECV 2013-2014. Debido a temas de comparabilidad, este análisis se enfoca únicamente en las dos últimas rondas, a las que se llamará ECV 2006 y ECV 2014 o ronda 1 y ronda 2, respectivamente. Adicionalmente, debe tomarse en cuenta que las variables descritas en esta sección se refieren a las características del jefe de hogar.

### • Selección de la muestra

Dado que la población subyacente en las rondas 1 y 2 debe ser la misma, este análisis únicamente incluye hogares que cumplen con los siguientes criterios:

- Hogares cuyos jefes de hogar no estaban inscritos en ningún tipo de educación en los 12 meses anteriores a la encuesta. Este criterio elimina al 2,5% de hogares y se lleva a cabo para incluir la educación del jefe del hogar como una de las variables en el modelo de consumo, que se considera como una variable invariable en el tiempo.
- Hogares cuyos jefes de hogar reportaron en la ronda 2 haber permanecido en el país durante los últimos 8 años, que es la distancia de tiempo entre las dos rondas. Este criterio elimina al 1,3% de la muestra restante y asegura una muestra que sea consistente con el paso del tiempo (es decir, no incluimos hogares que ingresan a la muestra entre una ronda y otra).
- Hogares cuyos jefes de hogar tengan entre 25 y 60 años de edad en la ronda 1 y entre 33 y 68 años de edad en la ronda 2. Este criterio elimina al 21% de las observaciones de hogares restantes y se desarrolla para analizar a la misma población subyacente. Este criterio podría entenderse como la selección de la población de referencia por cohortes de edad.

En definitiva, los criterios para seleccionar la muestra excluyen cerca del 24% de los hogares. La tabla 2 muestra la comparación de las tasas de pobreza y el consumo real promedio per cápita para diferentes muestras a través del tiempo. La tercera fila representa la muestra utilizada en este análisis luego de aplicar los criterios de selección de la muestra. A pesar de que la muestra de cálculo tiene tasas de pobreza ligeramente más elevadas y menor consumo per cápita, especialmente en 2006, las diferencias no son significativas.



**TABLA 2**

**TASAS DE POBREZA Y CONSUMO REAL PROMEDIO PER CÁPITA  
COMPARACIÓN DE MUESTRAS**

	Pobreza moderada (%)		Pobreza extrema (%)		Promedio del consumo real per cápita (USD\$)	
	2006	2014	2006	2014	2006	2014
Muestra completa	38,3	25,8	12,9	5,7	153,2	179,7
Restricción de educación y migración	39,0	26,3	13,1	5,9	149,7	177,7
Otras restricciones + Edad 25-60	39,4	25,1	13,5	6,0	148,9	183,8

Notas: la restricción de educación se refiere a la inclusión de hogares cuyo jefe de hogar no estaba inscrito en ningún tipo de educación durante los 12 meses anteriores a la encuesta.

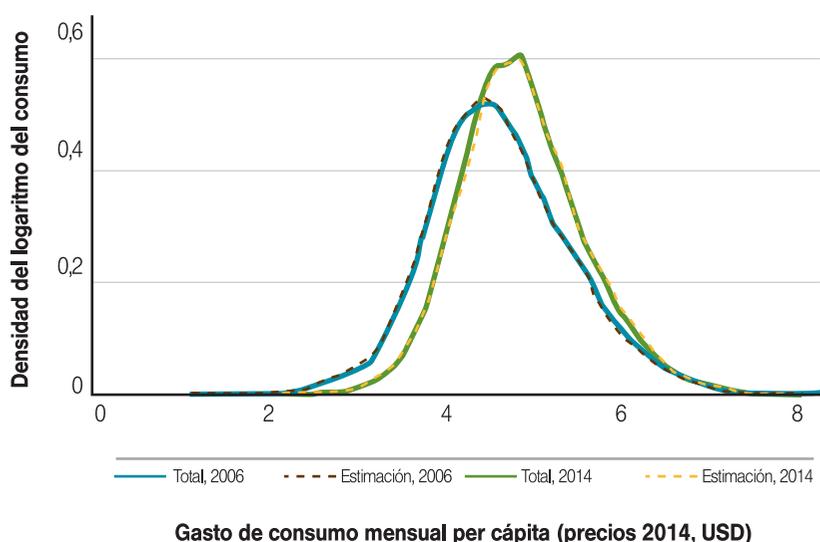
La restricción de migración se refiere a jefes de hogar reportan en la ronda 2 haber estado en el país durante los últimos 8 años.

Fuente: ECV2006 y ECV2014.

La figura 2 compara la distribución del gasto de consumo entre la muestra completa y la muestra usada en este análisis a través del tiempo. Se puede observar que para ambos años, la distribución del gasto de consumo de la muestra de cálculo se superpone a aquella de la muestra completa, lo que implica que la selección de la muestra no afecta sustancialmente el consumo promedio de los hogares a lo largo de la distribución. También se observa que el consumo ha aumentado para todos los hogares a lo largo de la distribución del 2006 al 2014, en la medida en que la distribución del gasto de consumo del 2014 se encuentra desplazada a la derecha de la del 2006.

FIGURA 2

**DISTRIBUCIÓN DEL GASTO POR CONSUMO (MUESTRA TOTAL Y DE ESTIMACIÓN)  
ESCALA LOGARÍTMICA, PESOS POBLACIONALES**



Nota: la muestra usada para la estimación se muestra en líneas discontinuas. El ancho de banda (Bandwidth) es el mismo por año, pero puede diferir entre años.  
Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculos de los autores.

## • Definiciones de variables

Este modelo utiliza como variable dependiente el logaritmo natural del gasto mensual del consumo per cápita familiar, expresado en precios de diciembre de 2014. Esta variable es comparable en todas las rondas de la encuesta y se ajustó por un índice de diferencias de precios regionales.

Las variables independientes del modelo de consumo deberían ser invariantes en el tiempo o determinables en el tiempo, como la edad. Estas variables deben estar equilibradas a lo largo de las dos rondas de la encuesta y su selección debe maximizar el poder explicativo del modelo de consumo (medido por el R-cuadrado). Las variables independientes se refieren a las características del jefe de hogar como por ejemplo género, edad, edad al cuadrado, etnia, nivel educativo y área de nacimiento, entre otras.



La tabla A.1 en el anexo muestra que no todas las variables se equilibran a lo largo de las rondas de la encuesta. El área y la provincia de residencia en 2006, así como la provincia de nacimiento son relativamente constantes entre 2006 y 2014. Sin embargo, hay aumentos significativos a lo largo del tiempo en términos de consumo per cápita, edad, número de mujeres jefas de hogar y de personas con discapacidad. Hay también un aumento significativo a lo largo del tiempo en el porcentaje de personas en centros de alfabetización y escuelas de enseñanza media. Adicionalmente, hay una disminución importante en el tamaño del hogar y en el porcentaje jefes de hogar con educación básica. De cierta forma se esperaban estas diferencias en estas variables debido a las mejoras en términos de desarrollo económico que Ecuador ha experimentado en los últimos 8 años y las diferencias en la muestra de la ECV 2006 y la ECV 2014. Para tener esto en cuenta, el modelo controla por estas características no equilibradas al construir el panel sintético.

## ■ ELECCIÓN DE LA ESPECIFICACIÓN DEL MODELO DE CONSUMO Y NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS

Con el fin de seleccionar las especificaciones comparamos el coeficiente de determinación (R-cuadrado) de una regresión OLS empleando diferentes variables dependientes. Los modelos comparados son los siguientes:

- El modelo 1 incluye género, edad, edad al cuadrado, etnia, nivel educativo, área y provincia de nacimiento, así como etnia y educación promedio del sector censal.
- El modelo 2 incluye las mismas variables que el modelo 1, además de área y provincia de residencia del jefe de hogar en 2006.
- El modelo 3 incluye las mismas variables que el modelo 2, además de interacciones entre etnia y el nivel educativo del jefe de hogar.
- El modelo 4 incluye las mismas variables que el modelo 3, además de interacciones entre el nivel educativo y el área y provincia de residencia en 2006.

La tabla 3 muestra el coeficiente de determinación de estos modelos y la tabla A.2 presenta los modelos completos con los coeficientes de todas las variables dependientes. Hay un incremento importante en el coeficiente de determinación del modelo 1 al modelo 2, lo que implica que el área y la provincia de residencia del jefe de hogar en 2006 tienen un efecto explicativo importante en la variable de consumo. De manera similar, el coeficiente de determinación aumenta en 2 puntos del modelo 3 al modelo 4, lo que

indica que las interacciones entre el nivel educativo y el área y provincia de residencia del jefe de hogar en 2006 tienen también un efecto explicativo considerable en la variable de consumo. Por otra parte, el coeficiente de determinación no aumenta significativamente cuando se incluyen los términos de interacción del modelo 3. A causa de lo anterior y por el hecho de que las estimaciones de movilidad no varían sustancialmente entre los modelos, la especificación preferida es la del modelo 2 debido a que este presenta un alto coeficiente de determinación y es más parsimonioso. Los resultados principales de la movilidad de la pobreza presentarán resultados para los cuatro modelos, pero el análisis de subgrupos, así como los resultados de movilidad entre la población en pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media, se presentan únicamente utilizando el modelo 2.

TABLA 3

COEFICIENTE DE DETERMINACIÓN (R-CUADRADO) DE CADA MODELO		
	2006	2014
Modelo 1	0,47	0,44
Modelo 2	0,48	0,45
Modelo 3	0,48	0,45
Modelo 4	0,50	0,47

Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculos de los autores.

Como se mencionó anteriormente, uno de los supuestos principales de la metodología de estimaciones puntuales paramétricas de la matriz de transición de pobreza es que los términos de error en las dos rondas siguen una distribución normal bivariada. Si bien es imposible evaluar este supuesto dado que no observamos el mismo hogar a través del tiempo, podemos evaluar si los residuos siguen una distribución normal en cada año, lo que de hecho es una condición necesaria para la normalidad bivariada. La figura A.1 muestra la distribución de residuos para todas las especificaciones y a lo largo del tiempo sobrepuestas a la distribución normal estándar en cada caso. La moda de la distribución de los residuos en todos los casos es ligeramente menor que cero y la distribución tiende a ser ligeramente más concentrada en la moda que la distribución normal estándar. Sin embargo, podemos observar que en todos los casos la distribución de residuos es muy similar a la de la distribución normal estándar<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Similar a lo que ocurre en Lakner (2015): “las pruebas formales de normalidad fallan a niveles de significancia razonable. Sin embargo, es importante darse cuenta de que estas pruebas formales son muy rigurosas. Asimismo, en otros métodos que se apoyan en un supuesto de normalidad, como el modelo probit, raramente se evalúa este supuesto. En definitiva, mientras que las pruebas formales de normalidad son rechazadas, la distribución de residuos parece razonablemente cercana a una distribución normal”.



## ■ RESULTADOS DE LA DINÁMICA DE LA POBREZA

Esta sección presenta los resultados de los movimientos de entrada y salida de la pobreza moderada utilizando el enfoque no paramétrico y el enfoque paramétrico para las cuatro especificaciones descritas en la sección anterior.

La tabla 4 muestra los resultados utilizando el enfoque no paramétrico desarrollado por DLLM<sup>8</sup>. Según todos los modelos el porcentaje de individuos en pobreza crónica, es decir, aquellos que eran pobres en el 2006 y permanecieron en pobreza en 2014, está entre 13% y 25%. La proporción de la población que salió de la pobreza está entre 12,3% y 18,8% según el modelo 2, la especificación preferida, pero los otros modelos muestran resultados similares con la excepción del modelo 4 que tiene un límite inferior de salida de la pobreza de 11,7% y un límite superior de 18%. El porcentaje de población que entra a la pobreza está entre 0% y 12%, lo que de hecho es un gran rango. La mayoría de la población permanece fuera de la pobreza, tal como es estimado con todos los modelos, con un rango entre 55% y 63%.

**TABLA 4**

### RESULTADOS NO PARAMÉTRICOS DE MOVILIDAD DE LA POBREZA EN ECUADOR (A NIVEL DE PERSONAS)

	Límites inferiores				Límites superiores			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Pobre 06 - Pobre14	25,1	25,1	25,1	24,8	13,2	13,1	13,0	12,9
Pobre06 - No pobre14	12,2	12,3	12,3	11,7	19,6	18,8	18,5	18,0
No pobre 06 - Pobre14	0,0	0,0	0,0	0,3	11,9	12,0	12,1	12,2
No pobre 06 - No pobre14	62,7	62,7	62,6	63,2	55,3	56,1	56,4	56,9
Rho	1	1	1	1	0	0	0	0
R2	0,47	0,48	0,48	0,51	0,47	0,48	0,48	0,51
N	9.523	9.523	9.523	9.523	9.523	9.523	9.523	9.523

Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculos de los autores.

8 El código Stata empleado para estos resultados es el mismo utilizado por Vakis et al. (2015).

La tabla 5 muestra los resultados de la movilidad de la pobreza utilizando el enfoque paramétrico desarrollado por DL<sup>9</sup>. En general, los resultados de estimaciones puntuales tienden a estar más cerca del límite inferior de movilidad de la pobreza debido al hecho de que el coeficiente de correlación calculado ( $\rho$ ) es aproximadamente 0,7 para todos los modelos. Los resultados sugieren que aproximadamente el 19% de la población ha permanecido en la pobreza entre 2006 y 2014, sin desatender el hecho de que algunos individuos podrían haber salido y reingresado a la pobreza durante el período de estudio. El porcentaje de individuos que salió de la pobreza es de cerca de 13% según el modelo 2, mientras que aquellos que cayeron en pobreza fueron aproximadamente el 5%. Más de la mitad de la población se mantuvo fuera de la pobreza, el modelo 2 en particular calcula una tasa de 62,7% de persistencia en no pobreza.

Los resultados de las tablas 4 y 5 consideran ponderaciones de la muestra, pero la literatura por lo general reporta resultados con y sin ponderación de la muestra. Con este fin, la figura A.2 en el anexo muestra la comparación entre resultados paramétricos y no paramétricos con y sin ponderaciones de la muestra para todas las especificaciones del modelo de consumo. Como se observa, los resultados utilizando ponderaciones de la muestra varían de aquellos que no los utilizan, especialmente para el cálculo de la pobreza crónica y la persistencia de la no pobreza. Particularmente, el cálculo del porcentaje de la población en pobreza crónica es menor cuando se usan ponderaciones de la encuesta que cuando no se usan; y, por el contrario, el cálculo del porcentaje de hogares persistentemente no pobres es mayor cuando utilizamos ponderaciones de la encuesta que cuando no los usamos. Estos resultados están probablemente relacionados con una correlación positiva entre la ponderación del hogar y el nivel de consumo per cápita. La figura A.3 del anexo muestra que la ponderación promedio por hogar aumenta a medida que nos desplazamos hacia arriba en la distribución del consumo per cápita. Esto implica que cuando aplicamos ponderaciones, el porcentaje de personas consistentemente no pobres, que tienen más probabilidades de ubicarse en la parte superior de la distribución de consumo, va a incrementarse, mientras que ocurrirá lo contrario con el porcentaje de personas en pobreza crónica. Debido a que las ponderaciones de la encuesta corrigen estos tipos de desequilibrios para hacer que la información sea representativa de la población, decidimos aplicar ponderaciones de la muestra al obtener los resultados presentados en la siguiente sección.

9

El código Stata utilizado para estos resultados es el mismo empleado por Dang y Lanjouw (2013), que fue amablemente proporcionado por Hai-Anh Dang.



**TABLA 5**

**RESULTADOS PARAMÉTRICOS DE MOVILIDAD DE LA POBREZA EN ECUADOR  
(A NIVEL DE PERSONAS)**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>	<b>Modelo 4</b>
Pobre 06 - Pobre14	19,17	19,16	19,20	19,58
Pobre 06 - No pobre14	13,22	13,25	13,24	13,12
No pobre 06 - Pobre14	5,10	4,88	4,83	5,24
No pobre 06 - No pobre 14	62,51	62,71	62,73	62,06
Rho	0,69	0,71	0,71	0,68
N	9.523	9.523	9.523	9.523

Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculos de los autores.

En definitiva, se observa que la estimación puntual se encuentra dentro de las cotas, como era de esperarse. Esto, junto al supuesto de normalidad bivariada de los residuos, nos permite utilizar el modelo paramétrico para calcular las tasas de salida de la pobreza para los subgrupos; así como la movilidad de la población entre pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media.

## ■ OTROS RESULTADOS DE MOVILIDAD DE LA POBREZA

### • Movilidad de la pobreza por subgrupos de la población

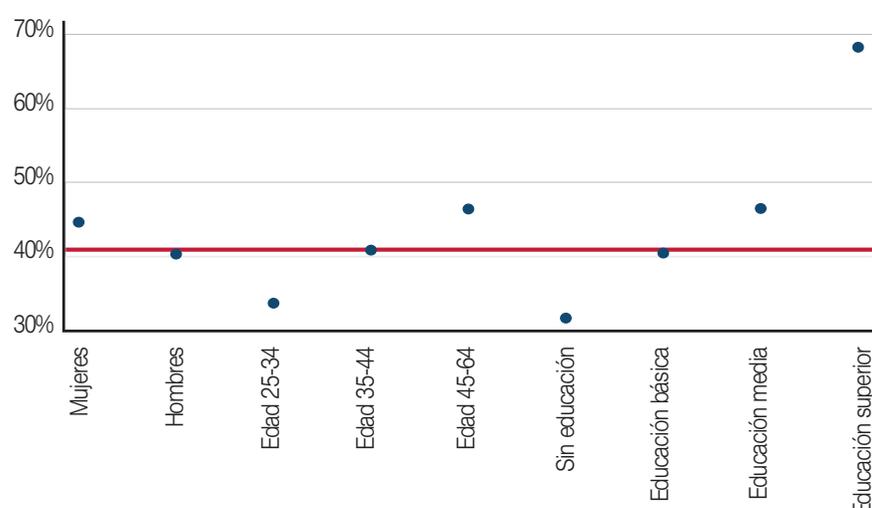
Esta sección presenta la dinámica de la pobreza de los subgrupos de la población de Ecuador. Los cálculos de subgrupos se derivan del mismo modelo de consumo (modelo 2 considerando ponderaciones de la muestra, que es la especificación preferida en éste artículo), porque si se calcula un modelo independiente para cada subgrupo, podrían generarse estimados muy inestables debido a los tamaños pequeños de la población y al sobreajuste de la información.

El primer conjunto de subgrupos se refiere a grupos de género, edad y nivel educativo del jefe de hogar. La figura 3 muestra la probabilidad de salir de la pobreza en el año 2014 condicionada a un estado de pobreza en el 2006. La línea roja horizontal representa

el valor nacional, mientras que cada punto representa el valor de cada grupo en el eje de las abscisas. Como se puede observar, existe una diferencia muy leve en la probabilidad condicional de salir de la pobreza entre los hogares con jefe de hogar femenino y jefe de hogar masculino, siendo ésta mayor para hogares con jefes mujeres. Los grupos de edad y educación muestran en cambio una clara tendencia. A medida que el jefe de hogar es mayor o tiene un mayor nivel educativo, la probabilidad condicional de salir de la pobreza se incrementa sustancialmente.

FIGURA 3

### PROBABILIDAD CONDICIONAL DE SALIR DE LA POBREZA POR CARACTERÍSTICAS DEMOGRÁFICAS DEL JEFE DE HOGAR - MODELO 2, PESOS POBLACIONALES



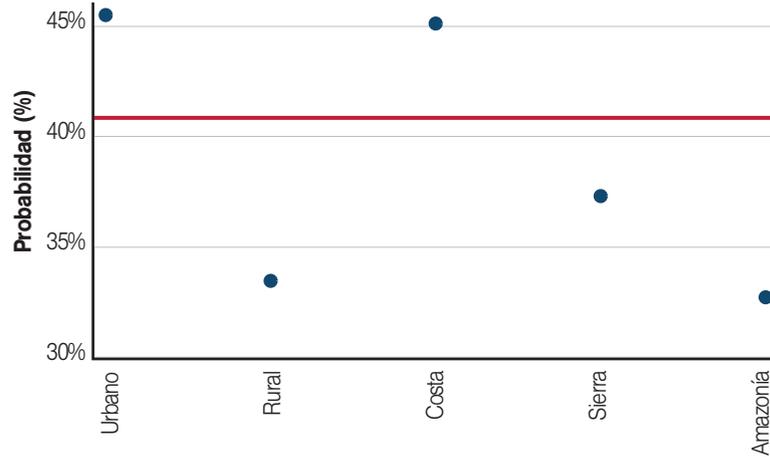
La figura muestra la probabilidad condicional de ser no pobre en la ronda 2, dado un estado de pobreza en la ronda 1. La línea horizontal muestra el valor nacional ( $\approx 40.88\%$ ).

Las figuras 4 y 5 muestran las probabilidades condicionales de salir de la pobreza para diferentes subgrupos regionales. La figura 4 indica que la probabilidad condicional de salir de la pobreza es más alta para los hogares urbanos que para los rurales, y que las regiones con los valores más altos y más bajos son Costa y Amazonía, respectivamente. De manera similar, la figura 5 muestra los resultados de los subgrupos por provincias, a partir de lo cual se observa que, a pesar de que el valor de muchas provincias cercano al promedio nacional, algunas provincias quedan rezagadas, tales como Napo, Morona Santiago, Esmeraldas Cotopaxi y Chimborazo.



**FIGURA 4**

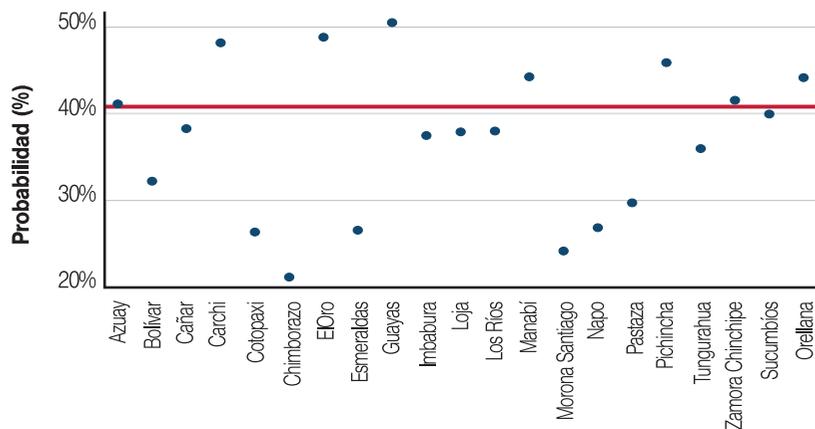
**PROBABILIDAD CONDICIONAL DE SALIR DE LA POBREZA POR ÁREA Y REGIÓN  
MODELO 2, PESOS POBLACIONALES**



La figura muestra la probabilidad condicional de ser no pobre en la ronda 2, dado un estado de pobreza en la ronda 1. La línea horizontal muestra el valor nacional (=40,88%).

**FIGURA 5**

**PROBABILIDAD CONDICIONAL DE SALIR DE LA POBREZA POR PROVINCIA  
MODELO 2, PESOS POBLACIONALES**

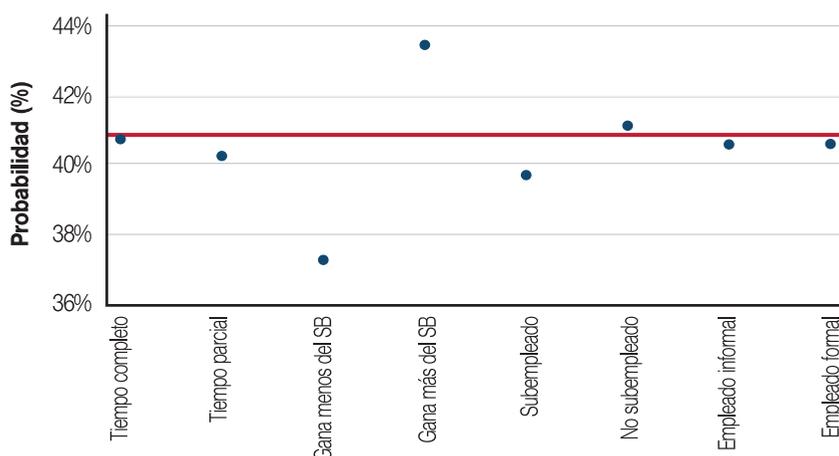


La figura muestra la probabilidad condicional de ser no pobre en la ronda 2, dado un estado de pobreza en la ronda 1. La línea horizontal muestra el valor nacional (=40,88%). Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculos de los autores.

Asimismo, se calculan las probabilidades condicionales de salir de la pobreza de los subgrupos de hogares definidos por características del mercado laboral del jefe de hogar. La figura 6 muestra los resultados, donde podemos observar que los hogares cuyo jefe de hogar trabaja a tiempo completo tienen una probabilidad condicionada de salir de la pobreza levemente mayor que aquellos cuyo jefe de hogar trabaja a tiempo parcial. De manera similar, un jefe de hogar que gana más que el sueldo mínimo, no está subempleado y/o es formal tiene más posibilidades de vivir en un hogar con una mayor probabilidad condicional de salir de la pobreza que un jefe de hogar que gana menos que el sueldo mínimo, está subempleado y/o es informal.

FIGURA 6

**PROBABILIDAD CONDICIONAL DE SALIR DE LA POBREZA POR ESTADO LABORAL DEL JEFE DE HOGAR  
MODELO 2, PESOS POBLACIONALES**



La figura muestra la probabilidad condicional de ser no pobre en la ronda 2, dado un estado de pobreza en la ronda 1. La línea horizontal muestra el valor nacional (=40,88%). Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculo de los autores.



**RECUADRO 1**

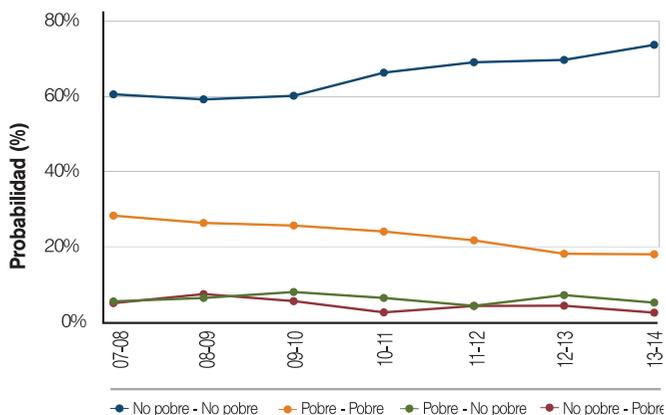
**MOVILIDAD DE POBREZA CON FRECUENCIA ANUAL UTILIZANDO ENEMDU 2007-2014**

Con el fin de investigar qué ocurre en términos de movilidad socioeconómica año a año en el período entre 2006 y 2014, se ha analizado la base ENEMDU. Dicha encuesta es el instrumento de medida de pobreza por ingresos y permite construir una serie de tiempo comparable de la incidencia de pobreza por ingresos anualmente desde el año 2007. En este caso, utilizamos la ENEMDU para construir una serie de movilidad de pobreza por ingresos, calculada por pares de años en los períodos 2007-2008, 2008-2009, 2009-2010, 2010-2011, 2011-2012, 2012-2013 y 2013-2014. Esto nos permite realizar una serie de las diferentes probabilidades de transición de la matriz de transición de pobreza. El ejercicio está basado en la metodología desarrollada por DL, con modelos y muestras comparables a los realizados con la ECV.

Al igual que la pobreza por consumo, por ingresos se registra una caída de 14pp en pobreza moderada y de 9pp en pobreza extrema, entre 2007 y 2014. La dinámica observada en todo el período de análisis, es resultado de una movilidad gradual a través del tiempo, en lugar de un proceso repentino concentrado en unos pocos años. Las salidas de la pobreza no se dan de forma abrupta en uno o dos años, sino como un proceso de transición gradual. La figura B1 muestra las probabilidades de transición entre años en el período de interés.

**FIGURA B1**

**DINÁMICA DE POBREZA ENTRE LOS AÑOS 2007-2014 (PORCENTAJE)**



Fuente: cálculos de los autores en base a ENEMDU.

En general, los resultados muestran una movilidad ascendente que supera a la descendente a lo largo del tiempo, llevando en el agregado a una brecha positiva entre movimientos de salida y entrada a la pobreza.

Al analizar las probabilidades condicionadas de salir de pobreza con la ENEMDU, se encuentra que, de forma consistente en todos los años, jefes de hogar que ganan por sobre el salario básico, fuera del subempleo y con trabajo en el sector formal tienen mayores probabilidades de salir de pobreza. No se encuentran diferencias por el sexo del jefe de hogar, mientras que a mayor edad y nivel de educación, la probabilidad de salir de pobreza aumenta. Por área geográfica, la única diferencia que se mantiene para todos los períodos de análisis corresponde a una mayor probabilidad de caer en pobreza para hogares pertenecientes al área rural.

- **Movilidad de la pobreza entre la población en pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media**

Esta sección analiza la movilidad de la población entre pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media o superior. La definición de pobreza moderada es la definición tradicional, donde un individuo es moderadamente pobre si su nivel de consumo per cápita es menor que la línea de pobreza moderada. La línea de pobreza moderada fue elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) siguiendo estándares internacionales actualizados. Las líneas de pobreza moderada de 2006 y 2014 fueron de US\$ 79,70 y US\$ 84,30, respectivamente, en precios de diciembre de 2014.

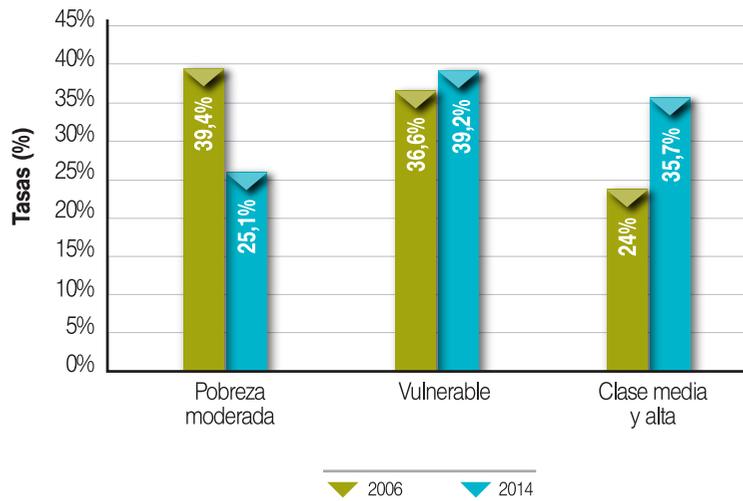
Utilizando la línea de pobreza oficial, se sigue la metodología de Ferreira et. al. (2012) para definir a la población vulnerable y de clase media. Un individuo se define como vulnerable si enfrenta una probabilidad mayor a 10% de caer de nuevo en la pobreza. Un individuo se define como de clase media si enfrenta una probabilidad menor a 10% de caer de nuevo en la pobreza. En este caso, no existe un límite superior de clase media, lo que significa que lo que se clasifica como clase media incluye, de hecho, a individuos de clase media y superiores. Esto se hace debido a que, dadas las pocas observaciones en el extremo superior de la distribución del consumo, el cambiar ligeramente el límite superior no afecta en realidad los resultados aquí mostrados. La línea que separa a los individuos vulnerables de los de clase media es de US\$ 120,20 en 2006 y 170,29 en 2014, ambos expresados a precios corrientes.



Con estas líneas se obtienen las tasas de pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media, ilustradas en la figura 7. Se puede observar que ha habido una reducción importante en la pobreza moderada a lo largo del período de análisis, mientras que el porcentaje de población vulnerable y de clase media aumentó.

FIGURA 7

**TASAS DE POBREZA MODERADA, VULNERABILIDAD Y CLASE MEDIA 2006-2014 (A NIVEL DE PERSONAS)**



Muestra de análisis con el consumo per cápita observado en la encuesta.  
Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculos de los autores.

Se usa la metodología paramétrica de paneles sintéticos para poder calcular la movilidad entre la población en pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media (tabla 6). Si bien existe un alto nivel de persistencia en todos los niveles sociales, resulta alentador observar que del 100% de los pobres en el 2006, el 41% se desplazó de la pobreza hacia la vulnerabilidad o clase media. Específicamente, del total de pobres el 26% pasó a ser vulnerable y el 15% pasó a ser clase media en el 2014. Y del 100% de la población vulnerable en el 2006, el 27% pasó a ser clase media, lo que asegura, de alguna forma la sostenibilidad de las políticas de reducción de pobreza.

Por otro lado, aunque en porcentajes bajos, algunos individuos se desplazaron hacia abajo en la escala social, del 100% de vulnerables en el 2006 el 7% pasó a ser pobre en el 2014, y del 100% de población de clase media el 7% pasó a ser pobre y el 12% pasó a ser vulnerable.

TABLA 6

		2014			
		Pobreza moderada	Vulnerable	Clase media o alta	Total
2006	Pobreza moderada	59	26	15	100%
	Vulnerable	7	66	27	100%
	Clase media o alta	7	12	81	100%

Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculos de los autores.

## CONCLUSIONES

Las tasas de pobreza extrema y moderada en Ecuador han disminuido sustancialmente del 2006 al 2014. La pobreza moderada cayó más de 12 puntos porcentuales mientras que la pobreza extrema cayó cerca de 5 puntos porcentuales durante este período. Sin embargo, estos cambios en las tasas de pobreza no brindan información acerca de las dinámicas de la pobreza en el país. Este documento mide el grado de movilidad de la pobreza en Ecuador de 2006 a 2014 usando principalmente la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). Se calculan las probabilidades conjuntas de permanecer en la pobreza o en la no pobreza, así como las probabilidades conjuntas de salir y entrar de la pobreza entre 2006 y 2014. Asimismo, se compara el grado de movilidad de entrada y salida de la pobreza de diferentes subgrupos de la población y también se calcula la movilidad socioeconómica de los hogares entre pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media o superior.

Se utilizan las dos últimas metodologías de paneles sintéticos, desarrolladas por Dang et al. (2013) y Dang y Lanjouw (2013), para poder calcular las probabilidades de la dinámica de pobreza. Los resultados sugieren que cerca del 20% de la población es crónicamente



pobre (es decir, han permanecido en la pobreza entre 2006 y 2014), mientras que más del 60% de la población permaneció fuera de la pobreza durante este período. El porcentaje de individuos que se salió de la pobreza del 2006 al 2014 es de aproximadamente 13%, mientras que aquellos que cayeron en la pobreza fueron cerca del 5%.

A nivel de subgrupo, se encuentra que hay diferencias muy leves en la probabilidad condicional de salir de la pobreza entre hogares con jefe de hogar femenino y jefe de hogar masculino, mientras que la probabilidad condicional de salir de la pobreza aumenta sustancialmente a medida que el jefe de hogar es mayor o tiene mayor nivel educativo. En términos de ubicación geográfica, se encuentra que la probabilidad condicional de salir de la pobreza es mayor para los hogares urbanos que para los rurales, y que las regiones con los valores más altos y más bajos son Costa y Amazonía, respectivamente. De manera similar, a pesar de que la probabilidad condicional de salir de la pobreza de muchas provincias se ubica alrededor del nivel nacional, algunas provincias están rezagadas. Tal como se esperaba, las características del mercado laboral del jefe de hogar parecen ser importantes para la movilidad de la pobreza. Particularmente, los hogares cuyo jefe de hogar trabaja a tiempo completo tienen una mayor probabilidad de salir de la pobreza que aquellos cuyo jefe de hogar trabaja a tiempo parcial. De manera similar, un jefe de hogar que gana más que el sueldo mínimo, no está subempleado y/o es formal tiene más posibilidades de vivir en un hogar con una mayor probabilidad condicional de salir de la pobreza que un jefe de hogar que gana menos que el sueldo mínimo, está subempleado y/o es informal.

En términos de movilidad socioeconómica entre pobreza moderada, vulnerabilidad y clase media, se encuentra que a pesar de que existe un alto nivel de persistencia en todos los niveles sociales, del 100% de los pobres en el 2006, el 41% se desplazó hacia la vulnerabilidad o clase media. Específicamente, del total de pobres el 26% pasó a ser vulnerable y el 15% pasó a ser clase media en el 2014. Y del 100% de la población vulnerable en el 2006, el 27% pasó a ser clase media, lo que asegura, de alguna forma la sostenibilidad de las políticas de reducción de pobreza. Por otro lado, el porcentaje de población desplazándose hacia abajo en la escala social es bajo. Se encontró que del 100% de vulnerables en el 2006 el 7% pasó a ser pobre en el 2014, y del 100% de población de clase media el 7% pasó a ser pobre y el 12% pasó a ser vulnerable.

## ■ ANEXOS

- **Anexo 1 - Detalles acerca de las dos metodologías para evaluar la dinámica de la pobreza<sup>10</sup>**

### ANEXO 1

#### DETALLES ACERCA DE LAS DOS J207 METODOLOGÍAS PARA EVALUAR LA DINÁMICA DE LA POBREZA

##### A.1.1. METODOLOGÍA NO PARAMÉTRICA (ENFOQUE DE LÍMITES)

Como se mencionó anteriormente, esta metodología fue desarrollada por Dang et al. (2014) en cuyo artículo se pueden encontrar más detalles sobre el desarrollo econométrico. En lo que sigue, describiremos paso a paso el procedimiento para calcular los límites superior e inferior de la movilidad de la pobreza.

Estos son los pasos para obtener el *límite superior* de la movilidad de la pobreza: ( $corr(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}) = 0$ ):

1. Calcular la ecuación (1) para la cual  $t = 1$ . Guardar los coeficientes  $\widehat{\beta}_1$  calculados y los residuos  $\widehat{\varepsilon}_{i1}$  pronosticados.
2. Utilizando un sorteo aleatorio con reemplazo de la distribución observada de  $\widehat{\varepsilon}_{i1}$ , que denominamos  $\widehat{\varepsilon}_{i1}$ , podemos calcular el agregado de bienestar de la ronda 1 para los hogares observados en la ronda 2 empleando la siguiente ecuación:

$$y_{i1}^{2U} = \widehat{\beta}_1 x_{i2} + \widehat{\varepsilon}_{i1} \quad (2)$$

Donde  $y_{i1}^{2U}$  es el cálculo del límite superior del agregado de bienestar en la ronda 1 para los hogares observados en la ronda 2. Esta imputación del agregado de bienestar asume que la relación de las características de los hogares y el agregado de bienestar en la ronda 1 se mantienen en el período 2.

3. Calcular los elementos de la matriz de transición de pobreza (figura 2) para hogares en el período 2 asumiendo  $y_{i1}^{2U} \approx y_{i1}$
4. Dado que cada cálculo se determina por un sorteo aleatorio de la distribución  $\widehat{\varepsilon}_{i1}$  y por ello se está sujeto a variabilidad aleatoria, repetimos los dos últimos pasos (2 y 3) 500



<sup>10</sup> Esta sección replica el apéndice metodológico presentado en Lakner (2015).



veces para obtener 500 cálculos de los elementos de la matriz de transición de pobreza. El cálculo del límite superior final de estos elementos es el promedio de los 500 cálculos.

Se debe tener en cuenta que el asumir  $(corr(\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2}) = 0)$  resulta en el límite superior únicamente de los elementos de la matriz de transición de pobreza que corresponden a la movilidad de la pobreza (es decir, salidas de la pobreza e ingresos a la pobreza). Por ello, el asumir una correlación de cero entre los residuos también resulta en el límite inferior de la inmovilidad de la pobreza (es decir, pobreza crónica y persistentemente no pobres). Esto ocurre porque la suma de los elementos de las columnas 1 y 2 debería totalizar la probabilidad marginal observada de ser pobre o no pobre en la ronda 2 respectivamente, lo que implica que si uno de los cálculos de una columna es un límite superior, el otro elemento debe ser un límite inferior.

Enumeremos ahora los pasos para obtener el límite inferior de la movilidad de la pobreza  $(corr(\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2}) = 1)$ :

1. Calcular la ecuación (1) para la cual  $t = 1$  y  $t = 2$ , de donde obtenemos  $\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2$ , así como las desviaciones estándar de los residuos:  $\widehat{\sigma}_{\epsilon 1}$  y  $\widehat{\sigma}_{\epsilon 2}$ .
2. Imputar el agregado de bienestar de la ronda 1 para los hogares observados en la ronda 2 utilizando la siguiente ecuación:

$$y_{i1}^{2L} = \widehat{\beta}_1 x_{i2} + \widehat{\epsilon}_{i2} \quad (3)$$

Donde  $y_{i1}^{2L}$  es el cálculo del límite inferior del agregado de bienestar en la ronda 1 para los hogares observados en la ronda 2, y  $\gamma = \frac{\widehat{\sigma}_{\epsilon 1}}{\widehat{\sigma}_{\epsilon 2}}$  es un factor de escala que controla las diferencias en las desviaciones estándar de los residuos entre las dos rondas. Dado que asumimos correlación perfecta entre los residuos, podemos usar directamente  $\widehat{\epsilon}_{i2}$  en el cálculo de  $y_{i1}^{2L}$  a nivel hogar sin la necesidad de repetir el ejercicio 500 veces.

3. Calcular los elementos de la matriz de transición de la pobreza (Figura 2) para hogares en el período 2 asumiendo  $y_{i1}^{2U} \approx y_{i1}$ .

De manera similar al caso anterior, cuando asumimos  $(corr(\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2}) = 1)$ , obtenemos los cálculos del límite inferior de la movilidad de la pobreza (es decir, salidas de la pobreza e ingresos a la pobreza) y los cálculos de los límites superiores de la inmovilidad de la pobreza (es decir, pobreza crónica y persistentemente no pobres).

### A.1.2. METODOLOGÍA PARAMÉTRICA (ENFOQUE DE ESTIMACIONES PUNTUALES)

El principal supuesto de esta metodología es que  $\epsilon_{i1}$  y  $\epsilon_{i2}$  tienen una distribución normal bivariable con coeficiente de correlación  $\rho$  y desviaciones estándar  $\sigma_{\epsilon 1}$  y  $\sigma_{\epsilon 2}$  respectivamente.



Luego, la probabilidad conjunta de salir de la pobreza de la ronda 1 a la ronda 2 para el hogar puede escribirse como

$$\rho = y_{i1} < z_2 \text{ y } y_{i2} > z_2 = \Phi_2 \left( \frac{z_1 - \beta'_1 x_{i2}}{\widehat{\sigma}_{\varepsilon_1}}, - \frac{z_2 - \beta'_2 x_{i2}}{\widehat{\sigma}_{\varepsilon_2}} \right), -\rho \quad (4)$$

donde  $\Phi_2(\cdot)$  es la función distributiva acumulativa normal bivariable.

Dang y Lanjouw (2013) muestran que el coeficiente de correlación se da a través de

$$\rho = \frac{\rho_{y_{i1}y_{i2}} \sqrt{\text{var}(y_{i1})\text{var}(y_{i2}) - \beta'_1 \text{var}(x_i) \beta_2}}{\sigma_{\varepsilon_1} \sigma_{\varepsilon_2}} \quad (5)$$

Donde  $\text{var}(x_i)$  es la divergencia del vector de características del hogar en una de las rondas<sup>11</sup>, que se asume que son las mismas en las dos rondas; y  $\rho_{y_{i1}y_{i2}}$  es la correlación entre el agregado de bienestar de los hogares en las dos rondas, que no es observable por la ausencia de un conjunto de información de panel. Sin embargo, Dang y Lanjouw (2013) aseguran que puede hacerse un aproximado de este coeficiente de correlación a través del coeficiente de correlación a nivel cohorte del panel sintético (es decir,  $\rho_{y_{i1}y_{i2}} \approx \rho_{y_{c1}y_{c2}}$ , donde representa un cohorte de nacimiento en particular).

Con estos elementos a la mano, los pasos para obtener las *estimaciones puntuales* de movilidad de la pobreza son los siguientes:

1. Calcular la ecuación (1) para la cual  $t = 1$  y  $t = 2$ , de donde obtenemos  $\widehat{\beta}_1$ ,  $\widehat{\beta}_2$ , así como las desviaciones estándar de los residuos:  $\widehat{\sigma}_{\varepsilon_1}$  y  $\widehat{\sigma}_{\varepsilon_2}$ .
2. Agregar la información en las rondas 1 y 2 por cohorte de nacimiento (del jefe de hogar). En este caso es necesario modificar el rango de edad en la ronda 2 de manera que la brecha de edad entre las dos rondas corresponda a la diferencia de años entre las dos rondas<sup>12</sup>. Luego, calcular el coeficiente de correlación sobre el agregado de bienestar del hogar por cohorte de nacimiento ( $\rho_{y_{c1}y_{c2}}$ ).
3. Calcular la ecuación (5) y luego las probabilidades conjuntas de la matriz de transición de la pobreza, como aquellas en la ecuación (4).

<sup>11</sup> Bajo el supuesto de que la población es la misma en las dos rondas de encuestas, no es relevante la elección de la ronda para el vector de características de hogar. Sin embargo, los dos vectores podrían no ser exactamente los mismos en la práctica.

<sup>12</sup> En el caso de Ecuador, la muestra incluye solo jefes de hogar entre las edades de 25 y 60 en 2006 y entre las edades de 33 y 68 en la ECV de 2014 porque ajustamos hacia arriba el rango de edad en 8 años (es decir, la diferencia de años entre 2006 y 2014).



ANEXO 2

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS Y BALANCE ENTRE 2006 Y 2014

Variable	Categoría	2006	2014	P-valor	Desv. Est. 2006	Desv. Est. 2014
Consumo per cápita en dólares 2014		182,27	218,00	0,00	205,40	210,87
Edad		42,08	48,53	0,00	9,70	9,97
Tamaño del Hogar		4,37	3,93	0,00	2,03	1,90
Mujer [=1]		0,18	0,26	0,00	0,39	0,44
Discapacidad [si=1]		0,01	0,04	0,00	0,10	0,19
Étnia	Indígena	0,07	0,07	0,45	0,26	0,25
	Negro(a)	0,03	0,03	0,49	0,17	0,17
	Mulato(a)	0,02	0,02	0,99	0,15	0,15
	Mestizo, blanco, otro	0,87	0,88	0,35	0,33	0,33
Educación	Ninguna	0,04	0,04	0,54	0,20	0,21
	Centro de Alfabetización	0,00	0,01	0,00	0,07	0,10
	Edu. Básica	0,58	0,54	0,01	0,49	0,50
Área de nacimiento en 2006	Edu. Media	0,19	0,21	0,01	0,39	0,41
	Edu. Superior	0,19	0,19	0,64	0,39	0,39
Lugar de residencia en 2006	Urbana	0,77	0,76	0,82	0,42	0,43
	Rural	0,23	0,24	0,82	0,42	0,43
	Azuay	0,05	0,05	0,60	0,21	0,21
	Bolívar	0,01	0,01	0,67	0,11	0,11
	Cañar	0,01	0,02	0,82	0,12	0,12
	Carchi	0,01	0,01	0,14	0,11	0,11
	Cotopaxi	0,03	0,03	0,16	0,16	0,16
	Chimborazo	0,03	0,03	0,79	0,17	0,17
	El Oro	0,05	0,04	0,01	0,22	0,20
	Esmeraldas	0,03	0,04	0,00	0,17	0,18
	Guayas	0,27	0,27	0,89	0,45	0,45
	Imbabura	0,03	0,03	0,21	0,17	0,16
	Loja	0,03	0,03	0,46	0,17	0,17
	Los Ríos	0,06	0,05	0,54	0,23	0,23
	Manabí	0,09	0,09	0,71	0,29	0,29
	Morona Santiago	0,01	0,01	0,83	0,09	0,09
	Napo	0,01	0,01	0,53	0,07	0,08
	Pastaza	0,01	0,01	0,45	0,09	0,07
	Pichincha	0,22	0,22	0,99	0,42	0,42
	Tungurahua	0,04	0,04	0,62	0,19	0,19
Zamora Chinchipe	0,00	0,01	0,69	0,07	0,07	
Sucumbíos	0,01	0,01	0,88	0,10	0,10	
Orellana	0,01	0,01	0,74	0,08	0,09	



Variable	Categoría	2006	2014	P-valor	Desv. Est. 2006	Desv. Est. 2014
Provincia de nacimiento	Azuay	0,05	0,05	0,80	0,22	0,23
	Bolívar	0,03	0,03	0,85	0,17	0,17
	Cañar	0,02	0,02	0,46	0,13	0,13
	Carchi	0,02	0,02	0,04	0,15	0,14
	Cotopaxi	0,04	0,04	0,86	0,19	0,20
	Chimborazo	0,05	0,05	0,86	0,22	0,22
	El Oro	0,04	0,03	0,02	0,19	0,18
	Esmeraldas	0,03	0,04	0,06	0,17	0,19
	Guayas	0,19	0,20	0,18	0,39	0,40
	Imbabura	0,04	0,03	0,52	0,19	0,18
	Loja	0,06	0,06	0,39	0,24	0,23
	Los Ríos	0,07	0,07	0,29	0,25	0,26
	Manabí	0,16	0,15	0,05	0,37	0,36
	Morona Santiago	0,01	0,01	0,59	0,09	0,08
	Napo	0,01	0,01	0,65	0,07	0,08
	Pastaza	0,00	0,00	0,70	0,07	0,06
	Pichincha	0,12	0,13	0,25	0,32	0,33
	Tungurahua	0,05	0,04	0,54	0,21	0,20
	Zamora Chinchipe	0,00	0,00	0,32	0,05	0,06
	Sucumbios	0,00	0,00	0,02	0,03	0,05
	Orellana	0,00	0,00	0,76	0,04	0,05
	Otro país	0,01	0,01	0,58	0,11	0,10

Fuente: ECV2006 y ECV2014.



• **Anexo 3 - OLS de los cuatro modelos**

<b>ANEXO 3</b>				
<b>PANEL A. OLS. VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO NATURAL DEL CONSUMO PER CÁPITA (PRECIOS DICIEMBRE 2014) - 2006</b>				
	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>	<b>Modelo 4</b>
Mujeres	-0,003 (0,019)	-0,008 (0,019)	-0,007 (0,019)	0,001 (0,019)
Edad	-0,003 (0,006)	-0,004 (0,006)	-0,004 (0,006)	-0,006 (0,006)
Edad al cuadrado	0,000* (0,000)	0,000** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000*** (0,000)
Negro	0,132** (0,067)	0,143** (0,066)	0,135* (0,070)	0,109 (0,071)
Mulato	0,114* (0,059)	0,128** (0,058)	0,134** (0,061)	0,093 (0,060)
Mestizo, blanco, otro	0,186*** (0,037)	0,192*** (0,037)	0,208*** (0,039)	0,155*** (0,038)
Sin educación	-0,289*** (0,037)	-0,296*** (0,036)	-0,271 (0,221)	-2,311* (1,249)
Educación superior	0,534*** (0,024)	0,539*** (0,024)	0,587*** (0,121)	-1,347 (1,212)
Constante	4,455*** (0,139)	4,473*** (0,140)	4,459*** (0,139)	6,532*** (1,240)
Área de nacimiento	Sí	Sí	Sí	Sí
Provincia de nacimiento	Sí	Sí	Sí	Sí
Etnia y educación promedio a sector censal	Sí	Sí	Sí	Sí
Área de residencia en 2006	No	Sí	Sí	Sí
Provincia de residencia en 2006	No	Sí	Sí	Sí
Interacción entre etnia y educación	No	No	Sí	Sí
Interacción entre área de residencia en 2006 y educación	No	No	No	Sí
Interacción entre provincia de residencia en 2006 y educación	No	No	No	Sí
Observaciones	9.523	9.523	9.523	9.523
Coefficiente de determinación	0,474	0,482	0,483	0,510

Nota: error estándar robustos en paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.  
Fuente: ECV 2006.

<b>PANEL B. OLS. VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO NATURAL DEL CONSUMO PER CÁPITA (PRECIOS DICIEMBRE 2014) - 2014</b>				
	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>	<b>Modelo 4</b>
Mujeres	-0,008 (0,013)	-0,010 (0,013)	-0,010 (0,013)	-0,003 (0,012)
Edad	0,022*** (0,006)	0,020*** (0,006)	0,020*** (0,006)	0,016*** (0,006)
Edad al cuadrado	-0,000* (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000 (0,000)
Negro	0,177*** (0,048)	0,179*** (0,047)	0,186*** (0,049)	0,172*** (0,049)
Mulato	0,157*** (0,044)	0,169*** (0,043)	0,199*** (0,045)	0,171*** (0,045)
Mestizo, blanco, otro	0,199*** (0,031)	0,213*** (0,031)	0,225*** (0,032)	0,195*** (0,032)
Sin educación	-0,183*** (0,025)	-0,187*** (0,024)	-0,203 (0,146)	-1,903* (1,121)
Educación superior	0,487*** (0,020)	0,485*** (0,019)	0,311*** (0,120)	-1,000 (1,093)
Constante	4,007*** (0,144)	4,005*** (0,142)	3,991*** (0,142)	5,712*** (1,114)
Área de nacimiento	Sí	Sí	Sí	Sí
Provincia de nacimiento	Sí	Sí	Sí	Sí
Etnia y educación promedio a sector censal	Sí	Sí	Sí	Sí
Área de residencia en 2006	No	Sí	Sí	Sí
Provincia de residencia en 2006	No	Sí	Sí	Sí
Interacción entre etnia y educación	No	No	Sí	Sí
Interacción entre área de residencia en 2006 y educación	No	No	No	Sí
Interacción entre provincia de residencia en 2006 y educación	No	No	No	Sí
Observaciones	18.271	18.271	18.271	18.271
Coeficiente de determinación	0,443	0,453	0,454	0,472

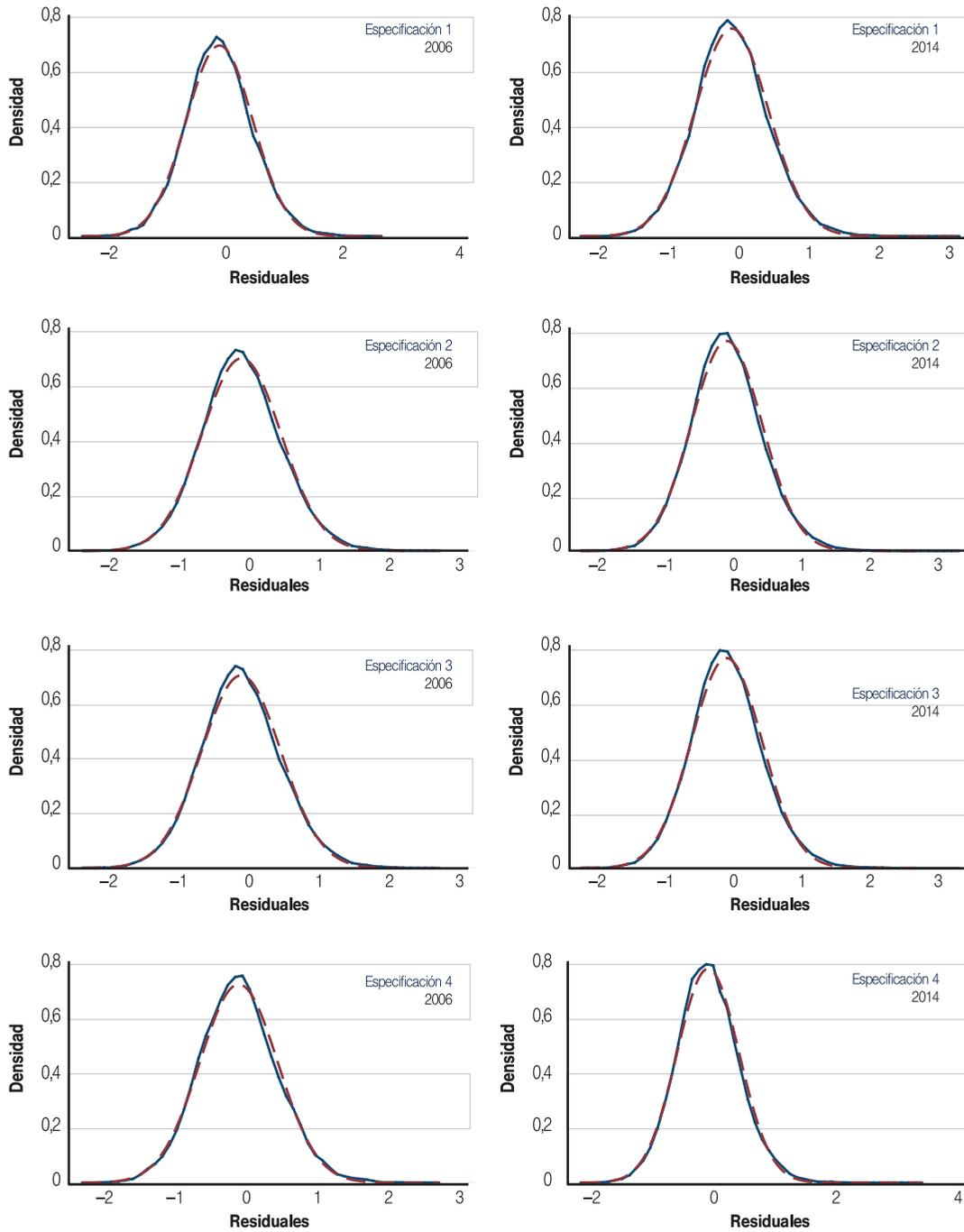
Nota: error estándar robustos en paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.  
Fuente: ECV 2014.



ANEXO 4

DISTRIBUCIÓN DE LOS RESIDUOS Y PRUEBA DE NORMALIDAD

Distribución de los residuos 2006-2014 (ponderada)

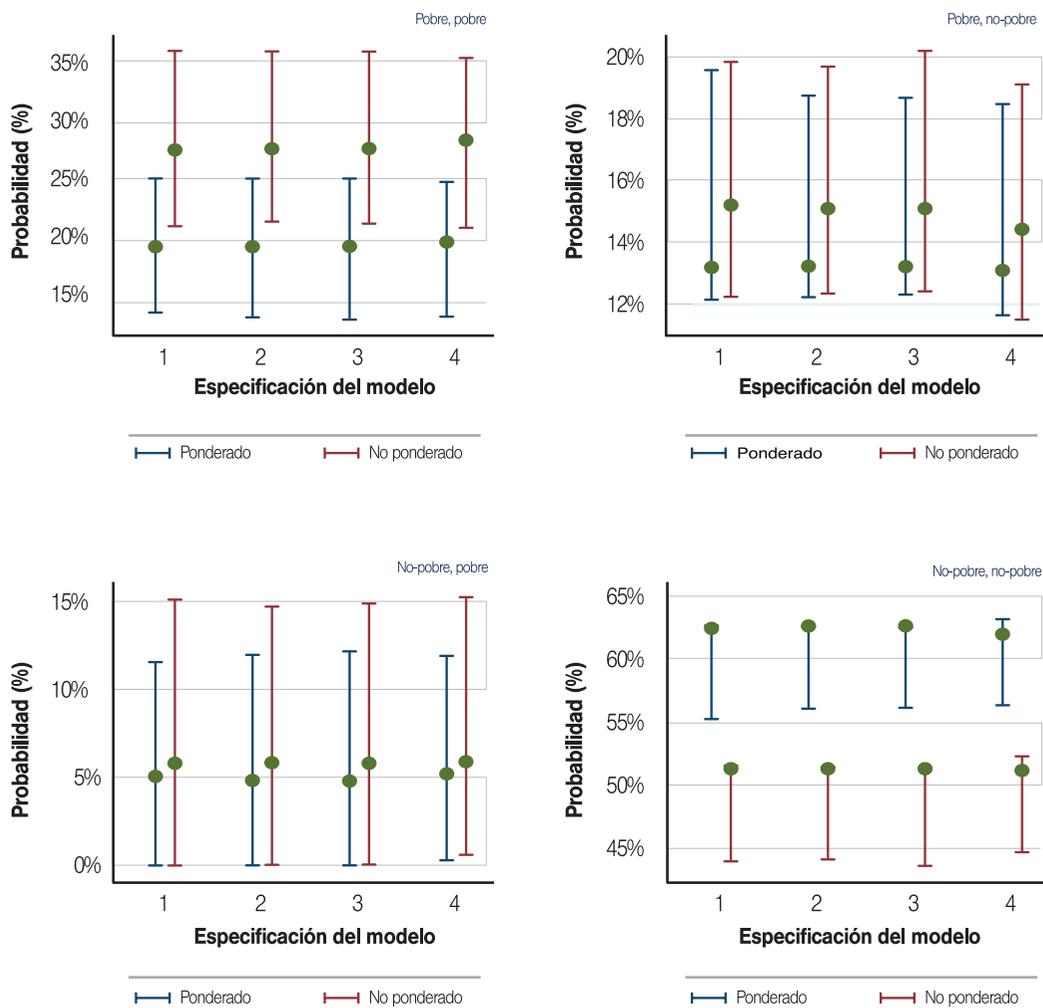


Nota: La línea punteada corresponde a la densidad normal estandar.  
Fuente: ECV 2006 y ECV 2014.

ANEXO 5

COMPARACIÓN ENTRE RESULTADOS PARAMÉTRICOS Y NO PARAMÉTRICOS CON Y SIN PONDERACIONES DE LA MUESTRA PARA TODAS LAS ESPECIFICACIONES DEL MODELO DE CONSUMO

Estimación de movilidad social, 2006-2014  
Cotas superiores e inferiores no-paramétricas, y estimación puntual



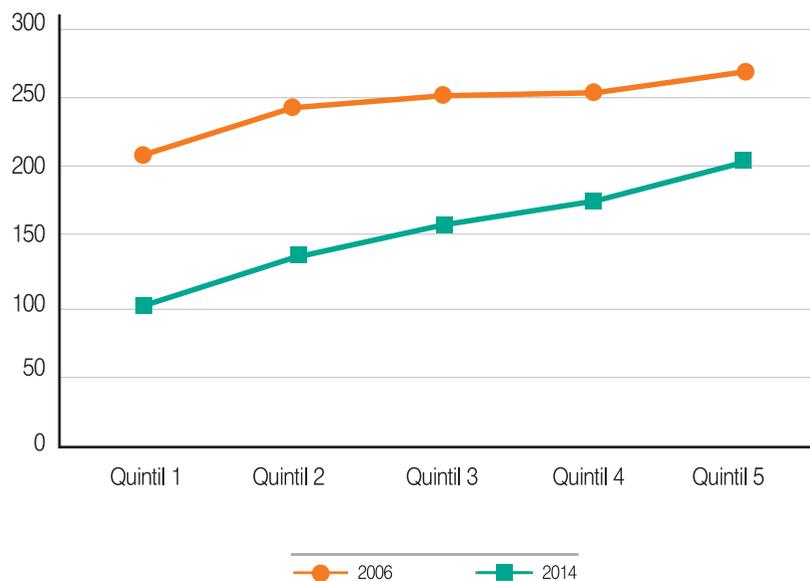
Fuente: ECV2006 y ECV2014. Cálculos de los autores.



ANEXO 6

PONDERACIONES PROMEDIO DE HOGARES POR QUINTIL DE CONSUMO  
PER CÁPITA, 2006-2014

Promedio del factor de expansión de los hogares



Fuente: ECV 2006 y ECV 2014.

## ■ BIBLIOGRAFÍA

Bierbaum, Mira y Franziska Gassmann. (2012). "Chronic and transitory poverty in the Kyrgyz Republic: What can synthetic panels tell us?" UNU-MERIT Working Paper #2012-064.

Cancho, Author César, María E. Dávalos, Giorgia Demarchi, Moritz Meyer, y Carolina Sánchez Páramo. (2015). "Economic Mobility in Europe and Central Asia: Exploring Patterns and Uncovering Puzzles". World Bank Policy Research Paper No. 7173.

Dang, H. A., Lanjouw, P., Luoto, J., y McKenzie, D. (2011). "Using repeated cross-sections to explore movements into and out of poverty". World Bank Policy Research Working Paper No. 5550.

Dang, Hai-Anh y Peter Lanjouw. (2013). "Measuring Poverty Dynamics with Synthetic Panels Based on Cross-Sections". World Bank Policy Research Working Paper No. 6504.

Dang, Hai-Anh y Peter Lanjouw. (próximamente). "Poverty Dynamics in India between 2004-2012: Insights from Longitudinal Analysis Using Synthetic Panel Data".

Dang, Hai-Anh, Peter Lanjouw, y Rob Swinkels. (próximamente). "Who Remained in Poverty, Who Moved Up, and Who Fell Down? An Investigation of Poverty Dynamics in Senegal in the Late 2000s." In Machiko Nissanke and Muna Ndulo. (Eds). Festschrift for Erick Thorbecke.

Dang, Hai-Anh, Peter Lanjouw, Jill Luoto, y David McKenzie. (2014). "Using Repeated Cross-Sections to Explore Movements in and out of Poverty". *Journal of Development Economics*, 107: 112-128.

Ferreira, Francisco H. G., Julian Messina, Jamele Rigolini, Luis-Felipe López-Calva, Luis Felipe López-Calva, y Renos Vakis. (2012). *Economic Mobility and the Rise of the Latin American Middle Class*. Washington DC: World Bank.

Garbero, Alessandra. (2014). "Estimating poverty dynamics using synthetic panels for IFAD-supported projects: a case study from Vietnam". *Journal of Development Effectiveness*, 6(4): 490-510.

Lakner, Christoph. (2015). "Poverty Dynamics in Rwanda, 2006-2011", (mimeo).

Pesántez, Erika. (2014). "Análisis de movilidad social en el Ecuador". *Analitika, Revista de Análisis Estadístico* 8,53-68.

Rama, Martin, Tara Bételle, Yue Li, Pradeep K. Mitra, and John Lincoln Newman. (2015). *Addressing Inequality in South Asia*. Washington, DC: Banco Mundial.

Vakis, Renos, James Rigolini, y Leonardo Lucchetti. (2015). *Left Behind: Chronic Poverty in Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: Banco Mundial.

Banco Mundial. (2014). *Bhutan Poverty Assessment Report. Poverty Reduction and Economic Management, South Asia Region*. Washington DC: Grupo Banco Mundial.