¿Puede el crecimiento económico eliminar la pobreza?

Genaro Aguilar Gutiérrez

GOBIERNO DEL
ESTADO DE MÉXICO

Directorio

Enrique Peña Nieto
Gobernador Constitucional del Estado de México

Efrén Rojas Dávila
Secretario de Desarrollo Social

Eriko Flores Pérez
Secretario Ejecutivo del Consejo de Investigación y Evaluación de la Política Social

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

Dr. José Narro Robles
Rector

Dr. Sergio Alcocer Martínez de Castro
Secretario General

Mtro. Juan José Pérez Castañeda
Secretario Administrativo

Dr. Estela Morales Campos
Coordinadora de Humanidades

INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Dr. Jorge Basave Kunhardt
Director

Dra. Veronica Villarespe Reyes
Secretaria Academica

Lic. Ernesto Reyes Guzmán
Secretario Técnico

Lic. Roberto Guerra M.
Jefe del Departamento de Ediciones

¿Puede el crecimiento económico eliminar la pobreza?

Genaro Aguilar Gutiérrez

GOBIERNO DEL
ESTADO DE MÉXICO

CIEPS
CONSEJO DE INVESTIGACIÓN Y
EVALUACIÓN DE LA POLÍTICA SOCIAL

Esta investigación, arbitrada por pares académicos,
se privilegia con el aval de las instituciones editoras.

Aguilar Gutiérrez, Genaro
¿Puede el crecimiento económico eliminar la pobreza? / Genaro Aguilar Gutiérrez. — México : UNAM, Instituto de Investigaciones Económicas : Consejo de Investigación y Evaluación de la Política Social, 2009.
118 p. : il. ; 21 cm.
Bibliografía: p. 115 - 116
ISBN 978-607-02-1010-5

1. Pobreza – Política gubernamental – México. 2. Distribución del ingreso – México. 3. México – Condiciones económicas – 1990- 4. México – Condiciones Sociales – 1990- I. Universidad Nacional Autónoma de México. Instituto de Investigaciones Económicas. II. t.

339.460972-scdd20 Biblioteca Nacional de México

Primera edición
Julio de 2011

Ciudad Universitaria, Coyoacán,
04510, México, D.F.

Instituto de Investigaciones Económicas
Circuito Mario de la Cueva s/n
Ciudad de la Investigación en Humanidades
04510, México, D.F.

Consejo de Investigación y Evaluación de la Política Social
Av. Morelos 1222, Col. San Bernardino,
50080, Toluca, Estado de México

ISBN 978-607-495-163-9
Autorización del Consejo Editorial de la Administración Pública Estatal No. CE: 215/01/03/11

Diseño de interiores: Marisol Simón y enrique Amaya
Corrección y cuidado de la edición: Marisol Simón

Impreso y hecho en México

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN

¿Puede el crecimiento económico eliminar la pobreza? Ésta es una pregunta de gran importancia en nuestro entorno actual, ya que justamente en el año en que es escrito este libro cae la economía mexicana, llevando a un incremento de la pobreza; de acuerdo con el Banco Mundial (2009), las cifras para este año incrementan en 4.2 millones de personas, teniendo un total de 54.8 millones de mexicanos, esto es que 51.02 por ciento de la población vive en condición de pobreza. Ello hace más vulnerable a la población a estar en situaciones de mayor desigualdad en la distribución del ingreso, y son precisamente los cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso los que inciden sobre la pobreza.

Se parte de la premisa de que mejorar los niveles de ingreso del grueso de la población que vive en condiciones de pobreza es el objetivo principal del desarrollo económico, objetivo al cual deben ir encaminadas las políticas públicas.

En esta investigación se realiza un análisis empírico-cuantitativo para el caso de México, relacionando el crecimiento económico, la desigualdad en la distribución del ingreso y la pobreza, estado por estado; su objetivo es encontrar una línea de investigación estratégica que permita disminuir la pobreza en México.

Este libro es innovador al proponer la aplicación de las elasticidades-crecimiento económico y de las elasticidades-desigualdad en la distribución del ingreso de diferentes medidas de pobreza, además de presentar una fórmula para la elasticidad-desigualdad de la pobreza. Es así como esta investigación contribuye a la literatura en el área de pobreza y crecimiento económico, pero también de los efectos que la distribución del crecimiento tiene sobre la pobreza.

El libro está organizado de la siguiente manera: el primer capítulo comprende la metodología de la cual se derivan las fórmulas para calcular las elasticidades de la pobreza. En el capítulo dos, se presentan los resultados de las elasticidades para el caso de México, estado por estado, en un periodo que comprende de 1984 a

2006. Se muestra de qué manera las variaciones en la pobreza pueden o no ser explicadas por cambios en el crecimiento económico y en la desigualdad. En este capítulo el autor se propone mostrar cuál es la mejor metodología para calcular las elasticidades y evaluar de qué manera repercuten en el crecimiento económico y la desigualdad de la población pobre en México.

En el tercer capítulo, la pregunta clave es cómo el crecimiento económico y los cambios en la desigualdad afectan los niveles de pobreza. Queda demostrado que el aumento en el ingreso promedio de la población y las reducciones en la desigualdad siempre conducirán a reducciones en la pobreza.

Finalmente en el capítulo cuatro, se presentan las líneas generales para una política de combate a la pobreza en México, esto derivado del hecho de que la pobreza es elástica con relación al ingreso promedio de la población, combinando políticas que mejoren la distribución del ingreso y el crecimiento económico. Tomando en cuenta las desigualdades estructurales que tiene la economía mexicana en sus diferentes estados, estas políticas públicas deben ir encaminadas hacia la economía de cada estado, ya que los efectos económicos sobre la pobreza son diferentes de un estado a otro dependiendo de las elasticidades-pobreza de cada entidad del país. Un aspecto importante al que llega el autor en este capítulo es que de acuerdo con los cálculos globales para México, la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza de 1994 a 2005 fue de -0.47, mientras que la elasticidad-desigualdad en la distribución del ingreso de la pobreza nacional, para el mismo periodo, fue de 4.41. Lo anterior significa que hay una relación inversa entre el crecimiento económico y pobreza, esto es, que si la economía crece, la pobreza disminuye. Así queda resuelta la interrogante planteada en un principio: ¿puede el crecimiento económico eliminar la pobreza?

1. METODOLOGÍA

1.1. Descomposición de las variaciones en la pobreza

Si pretendemos llevar a cabo un análisis económico riguroso en el cual el objetivo final es evaluar en qué medida los cambios en el crecimiento económico (a lo largo del tiempo) o en qué medida las diferencias de dinamismo económico entre estados afectan los niveles de pobreza, entonces requerimos de un modelo formal de análisis de causa-efecto. De la misma manera, si requerimos cuantificar en qué medida las variaciones en el patrón distributivo del ingreso (a lo largo del tiempo o entre entidades diferentes) afectan los niveles de pobreza, precisamos formalizar dichos efectos. En este capítulo expondremos sucintamente los métodos empleados para medir dichos efectos. Como veremos, hay una vasta literatura internacional que se ha ocupado del asunto. Mostraremos que la manera funcional en que se ha planteado el problema es mediante la derivación de fórmulas para las *elasticidades-pobreza.*

En esta investigación veremos que de la misma manera en que las elasticidades son empleadas por la teoría de la utilidad marginal (neoclásica) con otros fines, nosotros sin ser de esa escuela de pensamiento económico, podemos emplear la misma concepción matemática: se trata, básicamente, de encontrar un modo funcional que nos muestre los efectos de variaciones en el dinamismo económico y en los patrones distributivos sobre los niveles de pobreza.

En esta investigación innovamos en un doble sentido: primero, mostramos que es posible cuantificar, con toda precisión, la naturaleza de la relación entre crecimiento económico y pobreza, de un lado, y la relación entre la desigualdad y la pobreza, por otro lado; segundo, presentamos un análisis novedoso en México: el cálculo de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza y de la elasticidad-desigualdad en la distribución del ingreso en la pobreza. Ambos cálculos (con cinco variantes que en el capítulo siguiente mostraremos) nos permitirán decir, con toda autoridad, si las políticas públicas cuyo objetivo último es el crecimiento económico son adecuadas o no.

En esta primera sección expondremos cómo se derivan las fórmulas para el cálculo de las elasticidades de la pobreza.

Consideremos la clase general de medidas de pobreza aditivamente separables:

$$\theta = \int_0^z P(z,x) f(x) dx \tag{2.1.1}$$

En donde $f(x)$ es la función de densidad de probabilidad del ingreso x, z es la línea de pobreza y $P(z,x)$ es una función homogénea de grado cero en x y z, sujeta a:

$$\frac{\partial P}{\partial x} < 0,\ \frac{\partial^2 P}{\partial x^2} \geq 0 \text{ y } P(z,z)=0$$

La clase de medidas de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke (1984) se obtiene haciendo

$$P(z,x) = \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} \tag{2.1.2}$$

en la cual α es un parámetro que establece cómo la insuficiencia de ingreso (x-z) de cada pobre afecta la medida de pobreza. Cuando $\alpha = 0$, esta medida de pobreza es la proporción de pobres $H = f(z)$, que atribuye pesos o ponderaciones iguales para todos los pobres, independientemente de la intensidad de la pobreza. Para $\alpha = 1$, el factor de ponderación atribuido a cada pobre depende de la insuficiencia de su ingreso en relación con la línea de pobreza. Tenemos el índice de insuficiencia de ingreso:

$$\varphi(\alpha = 1) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right) f(x) \partial x = HI$$

en donde $I = \dfrac{1}{H} \displaystyle\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right) f(x) \partial x$

es la razón de insuficiencia de ingreso. Cuanto mayor sea el valor de α, también lo será el peso atribuido a los más pobres. Para α = 2, el factor de ponderación atribuido a cada pobre es proporcional al cuadrado de la insuficiencia de su ingreso en relación con la línea de pobreza. Desarrollando la expresión:

$$\varphi(\alpha = 2) = \int_0^z \left(\frac{z - x}{z} \right)^2 f(x)\partial x = H\left[I^2 + (1 - I)^2 C_*^2\right]$$

siendo $C_*^2 = \left[\frac{1}{\mu_*^2 H} \int_0^z x^2 f(x) dx - 1 \right]$

el cuadrado del coeficiente de variación del ingreso de los pobres y

$$\mu_* = \frac{1}{H} \int_0^z x f(x) \partial x$$

el ingreso promedio de los pobres. La medida de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke con α = 2 es una función de la proporción de pobres (*H*), de la razón de insuficiencia de ingreso (*I*) y de la desigualdad en la distribución del ingreso entre los pobres, medida por el coeficiente de variación del ingreso de los pobres C_*. Por lo tanto, la medida toma en cuenta aspectos relacionados tanto con la desigualdad en la distribución del ingreso entre los pobres, como la magnitud e intensidad de la pobreza.

De acuerdo con la literatura internacional de vanguardia, las variaciones en la medida de pobreza pueden ser descompuestas entre dos factores determinantes:

1. Magnitud de la tasa de crecimiento económico (crecimiento del ingreso promedio de la población) y
2. Cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso.

Con el objetivo de descomponer los cambios que sufre la pobreza al paso del tiempo en función de esos dos componentes podemos diferenciar la ecuación 2.1.1:

$$\frac{d\theta}{\theta} = \frac{1}{\theta}\int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} d(x) f(x) dx$$

y reescribirla como:

$$d\ln\theta = \frac{1}{\theta}\int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) g(p) dp \tag{2.1.3}$$

donde $x(p)$ es la curva de los cuantiles, $H = F(z)$ es la proporción de pobres y $g(p) = d\ln(x(p))$ es la tasa de crecimiento del p-ésimo percentil de la distribución del ingreso.

De la definición de la curva de Lorenz, se obtiene $L'(p) = \frac{x(p)}{\mu}$, en donde μ es el ingreso promedio de la población y $L'(p)$ la primera derivada de la curva de Lorenz. Reordenando los términos, tomando el logaritmo y diferenciando tenemos:

$$g(p) = d\ln(x(p)) = d\ln\mu + d\ln(L'(p))$$

que sustituyendo en la fórmula (2.1.3) nos proporciona:

$$d\ln\theta = \frac{1}{\theta}\int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d\ln(\mu) dp + \frac{1}{\theta}\int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d\ln(L'(p)) dp \tag{2.1.4}$$

En la ecuación (2.1.4), las variaciones relativas en las medidas de pobreza son descompuestas en dos términos:

a) *Componente-crecimiento económico*, que mide el efecto de los cambios en el ingreso promedio (es decir, del crecimiento económico) sobre la pobreza y
b) *Componente-distribución del ingreso*, que mide el efecto que tienen los cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso (modificaciones en la curva de Lorenz) sobre la pobreza.

Una expresión equivalente a la ecuación (2.1.4) que se puede utilizar de manera directa en aplicaciones empíricas, como la que realizamos en esta investiga-ción para evaluar la afirmación de que el mayor crecimiento económico traerá como resultado una disminución de la pobreza en México, puede ser derivada a partir de la descomposición propuesta por Datt y Ravallion (1992). De acuerdo con esos autores, el cambio absoluto en la pobreza medida por θ entre un periodo inicial t y uno final $t + n$ puede ser descompuesto en:

$$\theta_{t+n} - \theta_t = C(t,t+n;r) + D(t,t+n;r) + R(t,t+n;r) \qquad (2.1.5)$$

en donde el *componente-crecimiento* y el *componente-distribución* son respectivamente:

$$C(t,t+n;r) = \theta(z,\mu_{t+n},L_r(p)) - \theta(z,\mu_t,L_r(p))$$

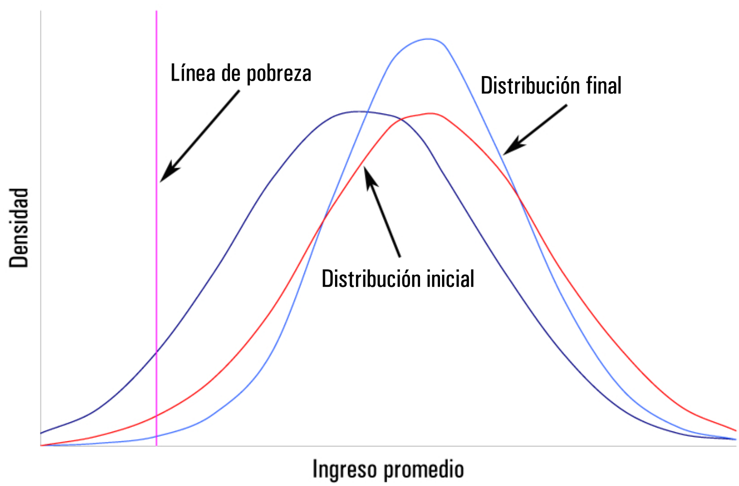
$$D(t,t+n;r) = \theta(z,\mu_{t+n},L_r(p)) - \theta(z,\mu_t,L_r(p))$$

y $R(t,t+n;r)$ es el residuo. El argumento r determina el periodo de referencia respecto al cual el cambio en la pobreza es descompuesto.

La gráfica 1, tomada de Bourguignon (2002), proporciona una representación general de la descomposición de los cambios en la pobreza, al diferenciar dos etapas en el cambio de la función de densidad de la distribución del ingreso entre el periodo inicial y el final. En un principio, se presenta un desplazamiento horizontal, sin cambios en la forma de la función de densidad, para una distribución del ingreso intermedia (I) cuyo ingreso promedio es idéntico al ingreso promedio final. Para simplificar el análisis enfocaremos la pobreza medida por $H = F(z)$, representada por el área que queda a la izquierda de la línea de pobreza y bajo la función de densidad del ingreso. El *componente-crecimiento económico* corresponde al cambio en la medida de pobreza derivado de un cambio en el ingreso promedio, bajo el supuesto de que la forma inicial de la distribución del ingreso se mantiene constante. Por lo tanto, utilizamos la distribución del ingreso del periodo inicial como referencia para la obtención del *componente-crecimiento económico.*

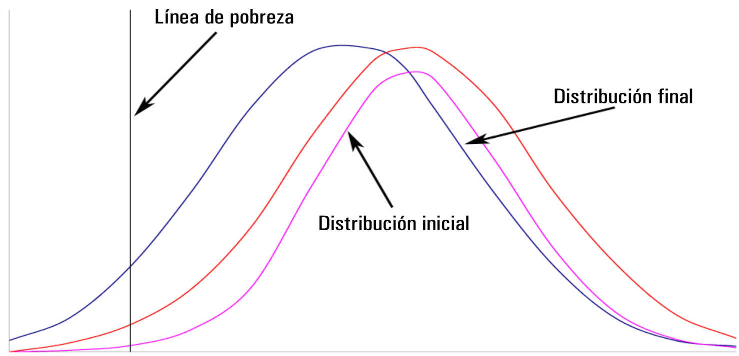
En la etapa siguiente hay una modificación para distribución final, cuya forma de la función de densidad es distinta de la función de densidad de la distribución intermedia (I). En este caso, se adopta el ingreso promedio del periodo final como referencia para la obtención del *componente-distribución del ingreso*. El *componente-distribución* así medido, será el cambio que la pobreza tendrá derivado de una modificación en la distribución del ingreso, bajo el supuesto de que el ingreso promedio permaneció constante. El cambio total en la pobreza (cualquiera que sea su medida) será la suma de los dos elementos: *componente-crecimiento económico* y *componente-distribución del ingreso.*

Gráfica 1



Esta descomposición supone un problema, el de la *dependencia de la trayectoria*. Como se puede observar en la gráfica 2, también sería posible que el orden de los cambios en la función de densidad de la distribución fuese inverso, con un cambio en la forma de la función que precede el desplazamiento horizontal. El *componente-distribución del ingreso* tomaría como referencia el periodo inicial (ingreso promedio inicial) y el *componente-crecimiento económico* se basaría en el periodo final (distribución del ingreso final). De manera análoga al caso anterior, el cambio total en la pobreza sería la suma de ambos componentes. Debemos destacar que si adoptamos el periodo inicial como referencia para la obtención del *componente-crecimiento*, lo más adecuado es adoptar el periodo final como referencia para el *componente-distribución.* Inversamente, si tomamos el periodo inicial como referencia para la obtención del *componente-distribución,* lo más adecuado es adoptar el periodo final como parámetro para el *componente-crecimiento económico.* Utilizando cualquiera de esos dos procedimientos, la suma de los dos componentes es exactamente igual al cambio total en la pobreza en el periodo analizado.

Gráfica 2



Supongamos que tomamos el periodo inicial como referencia tanto para el *componente-crecimiento económico* como para el *componente-distribución del ingreso.* En este caso, estaríamos considerando la suma del *componente-crecimiento* de la gráfica 1 con el *componente-distribución* de la gráfica 2 como componentes de la descomposición, lo que hace surgir un residuo. En otras palabras, para $r = t$ o $r = t + n$, la presencia del término residual en la fórmula (2.1.5) propuesta por Datt y Ravallion (1992) deriva de utilizar el mismo periodo de referencia para la obtención tanto del efecto del crecimiento como del de la distribución del ingreso sobre la pobreza. Veamos la demostración y su relevancia para la investigación que hemos desarrollado con datos de México.

Podemos reescribir el término residual de (2.1.5):

$$R(t,t+n;t) = C(t,t+n;t+n) - C(t,t+n;t)$$
$$D(t,t+n;t+n) - D(t,t+n;t) = R(t,t+n;t+n) \qquad (2.1.6)$$

Desarrollando la expresión (2.1.5) para $r = t + n$, y sustituyendo (2.1.6), obtenemos:

$$\theta_{t+n} - \theta_t = C(t,t+n;t) + D(t,t+n;t+n) =$$

$$C(t,t+n;t+n) + D(t,t+n;t)$$

que presenta dos descomposiciones alternativas del cambio en la pobreza, en las cuales el término residual fue eliminado. En síntesis, en lugar de lo propuesto por Datt y Ravallion (1992), que utilizan el mismo periodo de referencia para obtener los componentes de la descomposición de los cambios en la pobreza, nosotros proponemos y demostraremos que un procedimiento más adecuado consiste en adoptar el periodo inicial de referencia para la obtención del *componente-crecimiento* y el periodo final como parámetro para el *componente-distribución,* o viceversa; así evitamos el surgimiento del término residual y consideramos la totalidad del cambio en la distribución del ingreso.[1]

Aunque este procedimiento elimine el residuo, aun así persiste el problema de la *dependencia de trayectoria*. Con el objetivo de minimizarlo, podemos tomar el promedio entre las dos descomposiciones alternativas. Tomando el promedio y adaptando las fórmulas para considerar variaciones relativas en una medida de pobreza θ, obtenemos finalmente:

$$\Delta \ln\theta = \frac{1}{2}\left[C(t,t+n;t) + C(t,t+n;t+n)\right] + \frac{1}{2}\left[D(t,t+n;t) + D(t,t+n;t+n)\right] \qquad (2.1.7)$$

en donde el *componente-crecimiento* y el *componente-distribución* son, respectivamente:

$$C(t,t+n;r) = \ln\theta(z,\mu_{t+n},L_r(p)) - \ln\theta(z,\mu_t,L_r(p))$$

$$D(t,t+n;r) = \ln\theta(z,\mu_r,L_{t+n}(p)) - \ln\theta(z,\mu_r,L_t(p))$$

1. En la nota 3 del artículo de Datt y Ravallion (1992), los propios autores consideran la posibilidad de eliminación del término residual. Este nuevo procedimiento que elimina el término residual ya fue utilizado por Kakwani (2000).

De manera equivalente a la expresión (2.1.4), la (2.1.7) descompone las variaciones relativas en la pobreza entre *componente-crecimiento* y *componente-distribución*. Como veremos más adelante, esta descomposición puede ser utilizada directamente en aplicaciones empíricas.

1.2. Elasticidad-crecimiento económico de la pobreza

Para medir el efecto del crecimiento económico (medido por el ingreso promedio por persona) sobre la proporción de pobres, partimos de $L'(H)=\frac{z}{\mu}$, la inclinación de la curva de Lorenz en el punto de la abscisa $p = H$. Suponiendo que la curva de Lorenz no se modifica, los cambios relativos en esta medida de pobreza estarán dados por:

$$\frac{dH}{H}=\frac{1}{H}\frac{\partial H}{\partial \mu}d\mu=-\frac{1}{H}\frac{z}{\mu^2 L``(H)}d\mu \qquad (2.2.1)$$

donde $L''(H)$ es la segunda derivada de la curva de Lorenz en el punto de la abscisa $p = H$. Podemos sustituir $L''(H)=\frac{1}{\mu f(z)}$, en que $f(z)$ es la función de densidad de probabilidad del ingreso x en el punto $x = z$ en (2.2.1) y obtener:

$$\frac{dH}{H}=-\frac{zf(z)}{H}\frac{d\mu}{\mu}$$

Se sigue de ahí que la expresión para medir la elasticidad-crecimiento de la proporción de pobres es:

$$\varepsilon[H|\mu]=-\frac{zf(z)}{H} \qquad (2.2.2)$$

que muestra cuál es el porcentaje de pobres que cruzan la línea de pobreza en respuesta al crecimiento de 1% del ingreso promedio de la población (crecimiento económico), suponiendo que la curva de Lorenz permaneció sin cambio alguno.

Para la clase general de medidas de pobreza aditivamente separables, podemos obtener las elasticidades-crecimiento económico a partir de la ecuación (2.1.4). Suponiendo constante la desigualdad en la distribución del ingreso (la curva de Lorenz no se modifica), la ecuación (2.1.4) se reduce a:

$$d\ln\theta = d\ln(\mu)\frac{1}{\theta}\int_0^H \frac{\partial P}{\partial x}x(p)dp \tag{2.2.3}$$

Entonces, la elasticidad-crecimiento es:

$$\varepsilon[\theta|\mu] = \frac{\partial\ln\theta}{\partial\ln\mu} = \frac{1}{\theta}\int_0^H \frac{\partial P}{\partial x}x(p)dp \tag{2.2.4}$$

Esta ecuación es la expresión general de la elasticidad-crecimiento económico (entendido como la tasa de variación del ingreso promedio de la población) de la clase de medidas de pobreza aditivamente separables definida por la expresión (2.1.1).

La clase de medidas de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke $\varphi(\alpha)$ es un caso particular de las medidas θ con $\dfrac{\partial P}{\partial x} = \dfrac{-\alpha}{z}\left(\dfrac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}$.

Por lo tanto, utilizando (2.2.4) tenemos:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] = -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x}{z}f(x)dx \tag{2.2.5}$$

Puesto que

$$\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} = \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} - \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x}{z}$$

entonces podemos escribir:

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x}{z}f(x)dx = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}f(x)dx - \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}f(x)dx$$

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \frac{x}{z} f(x)dx = \varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha) \tag{2.2.6}$$

Si sustituimos (2.2.6) en (2.2.5), podemos observar que la expresión general de la elasticidad en relación con el ingreso promedio de la clase de medidas de Foster, Greer y Thorbecke (FGT) para $\alpha > 0$ [2] es:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] = -\alpha\left[\frac{\varphi(\alpha-1)-\varphi(\alpha)}{\varphi(\alpha)}\right] \tag{2.2.7}$$

1.3. Elasticidad-desigualdad en la distribución del ingreso de la pobreza

Puesto que la desigualdad en la distribución del ingreso puede modificarse de infinitas formas, no es posible establecer una fórmula simple relacionando cambios en las medidas de desigualdad, por ejemplo el índice de Gini, y los cambios en la pobreza. Para explorar el efecto de los cambios en la desigualdad sobre la pobreza se necesita especificar el patrón de cambio en la curva de Lorenz. Kakwani (1990) supone que las modificaciones en la curva de Lorenz se presentan de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$L^*(p) = L(p) - \lambda[p - L(p)]$$

$$\text{o: } L'^*(p) = L'(p) - \lambda[p - L'(p)] \tag{2.3.1}$$

Esto implica que cuando $\lambda>0$, toda la curva de Lorenz se desplaza hacia abajo, dando como resultado un aumento en la desigualdad. Por simplicidad, denominaremos a este patrón de cambio de la curva de Lorenz "supuesto Kakwani". A partir de este supuesto, los desplazamientos de la curva de Lorenz van a estar relacionados directamente con los cambios proporcionales en el índice de Gini. Es decir, dado $G = 1 - 2\int_0^1 L(p)dp$, después del cambio en la curva de Lorenz de *L(p)* hacia *L*(p)*, obtenemos el nuevo valor del índice de Gini:

2. Esta expresión fue presentada por Kakwani (1990).

$$G^{*} = 1 - 2\int_{0}^{1}\left[L(p) - \lambda\left(p - L(p)\right)\right]dp = (1-\lambda)G$$

Consecuentemente, $\lambda = \dfrac{\Delta G}{G}$ es un cambio proporcional en el índice de Gini.

Si, como resultado del cambio en la desigualdad (sin cambio en el ingreso promedio; es decir, en el crecimiento económico) la proporción de pobres cambia de H hacia H^*, debemos tener:

$$L'^{*}(H^{*}) = L'(H^{*}) - \lambda\left[1 - L'(H^{*})\right] = \frac{z}{\mu} \qquad (2.3.2)$$

debido al patrón de cambio de la curva de Lorenz definido en (2.3.1).

Para que la medida de pobreza H se vuelva igual a H^* en la curva de Lorenz $L(p)$, z debe pasar hacia un nuevo nivel z^* dado por $L'(H^{*}) = \dfrac{z^{*}}{\mu}$.

Sustituyendo en (2.3.2) y reacomodando los términos:

$$z^{*} = \frac{z + \lambda\mu}{1+\lambda} \qquad (2.3.3)$$

Sea $H^* = F(z^*)$. Utilizando el teorema del valor promedio tenemos:

$$F(z^*) = F(z) + (z^* - z)f[z + \delta(z^* - z)] \text{ , con } 0 < \delta < 1 \qquad (2.3.4)$$

La elasticidad de la proporción de pobres en relación con el índice de Gini corresponde al límite de

$$\frac{\Delta H / H}{\Delta G / G} = \frac{F(z^{*}) - F(z)}{F(z)\lambda} \qquad (2.3.5)$$

Cuando $\lambda \to 0$. Sustituyendo (2.3.3) y (2.3.4) en (2.3.5):

$$\frac{\Delta H / H}{\Delta G / G} = \frac{1}{F(z)}\left(\frac{\mu - z}{1+\lambda}\right) f\left[z + \delta\left(\frac{z + \lambda\mu}{1+\lambda} - z\right)\right]$$

Aplicando el límite cuando $\lambda \to 0$, obtenemos:

$$\varepsilon[H|G] = \frac{(\mu - z)}{H} f(z)$$

Recordando (2.2.2) se sigue que:

$$\varepsilon[H|G] = -\frac{(\mu - z)}{H} f(z) \qquad (2.3.6)$$

Para obtener la elasticidad en relación con el índice de Gini de la clase general de medidas de pobreza aditivamente separables utilizaremos la ecuación (2.1.4). Suponiendo que es constante el ingreso promedio (es decir, el crecimiento económico), los cambios relativos en la medida de pobreza estarán dados por:

$$d \ln \theta = \frac{1}{\theta} \int_o^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d \ln (L'(p)) dp \qquad (2.3.7)$$

Sabemos que $L'(p) = \frac{x(p)}{\mu}$. Utilizando (2.3.1) tenemos:

$$d \ln(L'(p)) = \frac{\lambda[L'(p) - 1]}{L'(p)} = \frac{\lambda[x(p) - \mu]}{x(p)} \qquad (2.3.8)$$

Si sustituimos (2.3.8) en (2.3.7):

$$d \ln \theta = \frac{1}{\theta} \int_o^H \frac{\partial P}{\partial x} [x(p) - \mu] dp$$

Como λ es la variación relativa en G, la elasticidad de la medida de pobreza θ en relación con el índice de Gini es:

$$\varepsilon[\theta|G] = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} [x(p) - \mu] dp$$

Si se recuerda (2.2.4) se sigue que:

$$\varepsilon[\theta|G] = \varepsilon\left[\theta|\mu - \frac{\mu}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} dp\right] \qquad (2.3.9)$$

Este resultado fue derivado a partir del supuesto de que el ingreso promedio de la población (el crecimiento económico real) no se modifica, y de que el cambio de la curva de Lorenz ocurre de acuerdo con el patrón definido en (2.3.1).

Para las medidas de pobreza FGT con α >0, la expresión general de la elasticidad en relación con el índice de Gini es:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|G] = \varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] + \alpha \frac{\mu}{z} \frac{\varphi(\alpha - 1)}{\varphi(\alpha)} \qquad (2.3.10)$$

Expresión que puede ser obtenida fácilmente por la sustitución de $\frac{\partial P}{\partial x} = \frac{-\alpha}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}$ en (2.3.9).

1.4. La distribución Log-normal y las elasticidades (o cambios) de la pobreza

Se dice que una variable aleatoria positiva x tiene una distribución Log-normal con dos parámetros α y β^2 si y = ln$x$ está normalmente distribuida con media α y varianza β^2. La distribución Log-normal con dos parámetros se denota por $\Lambda(\alpha;\beta^2)$. La función de densidad de la distribución de x es:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-\alpha)}{\beta}\right)^2\right] \quad x > 0 \qquad (2.4.1)$$

De la función generatriz de momentos $\mu_r = E(e^{ry})$ de la distribución normal, el r-ésimo momento en relación con el origen es:

$$\mu_r = E(e^{ry}) = E(X^r) = e^{r\alpha + r^2\beta/2} \qquad (2.4.2)$$

Si se hace r = 1 en (2.4.2), el promedio será:

$$\mu_r = E(X) = e^{\alpha + \beta^2/2} \qquad (2.4.3)$$

Tomando logaritmo y reordenando los términos en la expresión (2.4.3) tenemos:

$$\alpha = \ln\mu - \beta^2/2 \qquad (2.4.4)$$

Al sustituir (2.4.4) en (2.4.1) tenemos:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right)^2\right] \qquad x > 0 \qquad (2.4.5)$$

expresión en la cual la función de densidad de la distribución de x es función de la desviación estándar del logaritmo β y de la media μ.

Theil (1967) demostró que para la distribución Log-normal, la medida de desigualdad L de Theil es:

$$L = \frac{\beta^2}{2} \tag{2.4.6}$$

Y, de acuerdo con Aitchison y Brown (1957), el índice de Gini de esa distribución es:

$$G = 2\Phi\left(\frac{\beta}{\sqrt{2}}\right) - 1 \tag{2.4.7}$$

Siendo Φ la función de distribución de una variable normal reducida.

La función de cuantiles de la distribución Log-normal es:

$$x(p) = e^{\alpha + Z(p)\beta} = \mu e^{Z(p)\beta - \beta^2/2} \tag{2.4.8}$$

en donde[3] $Z(p) = \Phi^{-1}(p)$. Tenemos entonces:

$$g(p) = d\ln(x(p)) = d\ln\mu + [Z(p) - \beta]\mathrm{d}\beta \tag{2.4.9}$$

Ya vimos que $g(p) = d\ln(x(p))$ es la tasa de crecimiento en el p-ésimo percentil de la distribución del ingreso. Vamos ahora a suponer que la distribución del ingreso de la población que se está estudiando es Log-normal. Entonces, los cambios relativos en la medida de pobreza θ pueden ser obtenidos sustituyendo (2.4.9) en (2.1.3). Obtenemos la expresión:

$$d\ln\theta = \frac{1}{\theta}\int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d\ln(\mu) dp + \frac{1}{\theta}\int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p)[Z(p) - \beta] d\beta dp \tag{2.4.10}$$

que descompone las variaciones relativas en la pobreza (medida por θ) en dos términos aditivos: *componente-crecimiento económico* y *componente-distribución del ingreso*, suponiendo que el ingreso x tenga y continúe teniendo una distribución Log-normal.

3. Es importante observar que utilizamos la letra Z mayúscula para indicar la inversa de la función de distribución de la variable normal reducida y z minúscula para la línea de pobreza.

1.5. Distribución Log-normal y las elasticidades-crecimiento económico de la pobreza

Al utilizar la expresión (2.4.5) podemos obtener:

$$\int_0^z x^r f(x)dx = \int_0^z x^r \frac{1}{\sqrt{2\mu}\beta x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right)^2\right]dx$$

$$\int_0^z x^r f(x)dx = \mu^r \int_0^z \frac{1}{\sqrt{2\mu}\beta x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right)^2 + r\ln(x/\mu)\right]dx$$

$$\int_0^z x^r f(x)dx = \mu^r \int_0^z \frac{1}{\sqrt{2\mu}\beta x} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}\right)^2 + (1-2r)\ln(x/\mu)+\left(\frac{\beta}{2}\right)^2\right]\right\}dx$$

Que si se desarrolla el cuadrado del exponente es:

$$\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\left(\frac{1}{2}-r\right)\beta\right]^2 - r(r-1)\beta = \left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}\right)^2 + (1-2r)\ln(x/\mu)+\left(\frac{\beta}{2}\right)^2$$

Y de ahí:

$$\int_0^z x^r f(x)dx = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \int_0^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta x} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\left(\frac{1}{2}-r\right)\beta\right]^2\right\}dx$$

Que, haciendo $u = \frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\left(\frac{1}{2}-r\right)\beta$; y $du = \frac{1}{\beta x}dx$ en la integral, tenemos:

$$\int_0^z x^r f(x)dx = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \int_{-\infty}^{\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\left(\frac{1}{2}-r\right)\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du$$

Obtenemos, finalmente, una expresión que será útil en la deducción de las elasticidades y de las medidas de pobreza:

$$\int_0^z x^r f(x)dx = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \Phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\left(\frac{1}{2}-r\right)\beta\right] \qquad (2.5.1)$$

siendo *Φ* la función de distribución de una variable normal reducida.

Al hacer $r = 0$ en esta expresión, se sigue que el estimador Log-normal de la proporción de pobres es:

$$H = \int_0^z f(x)dx = \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) \tag{2.5.2}$$

De hacer que la desigualdad en la distribución del ingreso, medida por la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos, permanezca constante, los cambios relativos en la proporción de pobres estarán dados por:

$$\frac{\partial H}{H} = \frac{1}{H}\frac{\partial H}{\partial \mu}d\mu = -\frac{1}{\beta H}\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right)\frac{d\mu}{\mu}$$

expresión en la cual ϕ es la función de densidad de la distribución normal reducida. De ahí podemos derivar la expresión de la elasticidad-crecimiento económico de la proporción de pobres:

$$\varepsilon[H|\mu] = -\frac{1}{\beta H}\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) = -\frac{zf(z)}{H} \tag{2.5.3}$$

ya que $f(z) = \frac{1}{\beta z}\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right)$.

Se puede observar que la expresión (2.5.3) es idéntica a la obtenida en (2.2.2.).

De acuerdo con (2.2.4), podemos obtener la expresión general de la elasticidad-crecimiento económico para la clase de medidas de pobreza aditivamente separables:

$$\varepsilon[\theta|\mu] = \frac{1}{\theta}\int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} xf(x)dx \tag{2.5.4}$$

Con $f(x)$ definida en (2.4.5).

Recordando (2.2.7), podemos definir la elasticidad-crecimiento económico de la clase de medidas de pobreza FGT para $\alpha > 0$ como:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu] = -\alpha\left[\frac{\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)}{\varphi(\alpha)}\right]$$

Si se desarrolla la fórmula de la medida de FGT con α = 1 tenemos:

$$\varphi(\alpha = 1) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right) f(x)dx = \int_0^z f(x)dx - \int_0^z \frac{x}{z} f(x)dx$$

Con r = 0 y r = 1 en la expresión (2.5.1), podemos lograr la fórmula Log-normal de la medida de pobreza FGT con α = 1:

$$\varphi(\alpha = 1) = \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) - \frac{\mu}{z}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right);$$

$$\varphi(\alpha = 1) = H - \frac{\mu}{z}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right) \qquad (2.5.5)$$

Para la medida de pobreza FGT con α = 2, tenemos:

$$\varphi(\alpha = 2) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right)^2 f(x)dx = \int_0^z f(x)dx - 2\int_0^z \frac{x}{z} f(x)dx + \int_0^z \frac{x^2}{z^2} f(x)dx$$

Si r = 0 y r = 1 en la expresión (2.5.1), podemos lograr la fórmula Log-normal de la medida de pobreza FGT con α = 2:

$$\varphi(\alpha = 2) = \Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right) - 2\frac{\mu}{z}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right) + \frac{\mu^2 e^2}{z^2}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{3\beta}{2} \right);$$

$$\varphi(\alpha = 2) = 2\varphi(\alpha = 2) - H + \frac{\mu^2 e^{\beta^2}}{z^2}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{3\beta}{2} \right) \qquad (2.5.6)$$

Recurriendo a los resultados de las medidas de pobreza de (2.5.2), (2.5.5) y (2.5.6) y sustituyéndolas en (2.2.7), las fórmulas para las elasticidades-crecimiento de la medida FGT de pobreza con α = 1 y α = 2 son, respectivamente:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha = 1)|\mu] = -\frac{H - \varphi(\alpha = 1)}{\varphi(\alpha = 1)} = -\frac{1}{\varphi(\alpha = 1)z}\frac{\mu}{z}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right) \qquad (2.5.7)$$

$$\varepsilon[\varphi(\alpha = 2)|\mu] = -2\frac{\varphi(\alpha = 1) - \varphi(\alpha = 2)}{\varphi(\alpha = 2)};$$

$$\varphi(\alpha = 2) = \frac{-2}{\varphi(\alpha = 2)}\left[\frac{\mu}{z}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2} \right) - \frac{\mu^2 e^{\beta^2}}{z^2}\Phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{3\beta}{2} \right) \right]; \qquad (2.5.8)$$

1.6. Distribución Log-normal y las elasticidades-desigualdad

Ahora mediremos los cambios en la pobreza como resultado directo de los ocurridos en el patrón de distribución del ingreso, asumiendo que la misma sigue un comportamiento Log-normal (muchos pobres y pocos ricos). Con base en los resultados obtenidos en la fórmula (2.5.2), podemos definir los cambios relativos en la proporción de pobres, suponiendo que el ingreso promedio permanece constante. Como:

$$\frac{dH}{H}=\frac{1}{H}\frac{\partial H}{\partial \beta}d\beta=\frac{1}{H}\left(\frac{-\ln(z/\mu)}{\beta^2}+\frac{1}{2}\right)\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right) \tag{2.6.1}$$

Diferenciando la expresión (2.5.5):

$$\frac{d\varphi(\alpha=1)}{\varphi(\alpha=1)}=\frac{1}{\varphi(\alpha=1)}\frac{\partial\varphi(\alpha=1)}{\partial\beta}d\beta;$$

$$\frac{d\varphi(\alpha=1)}{\varphi(\alpha=1)}=\frac{1}{\varphi(\alpha=1)}\left(\frac{-\ln(z/\mu)}{\beta^2}+\frac{1}{2}\right)\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right)d\beta-$$

$$\frac{1}{\varphi(\alpha=1)}\frac{\mu}{z}\left(\frac{-\ln(z/\mu)}{\beta^2}-\frac{1}{2}\right)\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}-\frac{\beta}{2}\right)d\beta$$

Tomando en cuenta que:

$$\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta^2}+\frac{\beta}{2}\right)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right)^2}=\frac{\mu}{z}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}-\frac{\beta}{2}\right)^2}=\frac{\mu}{z}\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}-\frac{\beta}{2}\right)$$

Los cambios relativos en el índice de insuficiencia de ingreso, considerando que el ingreso promedio permanece constante, estarán dados por:

$$\frac{d\varphi(\alpha=1)}{\varphi(\alpha=1)}=\frac{1}{\varphi(\alpha=1)}\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right)d\beta$$

De donde podemos derivar la elasticidad del índice de insuficiencia de ingreso en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha=1)|\beta]=\frac{\beta}{\varphi(\alpha=1)}\phi\left(\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right) \tag{2.6.2}$$

Para la clase general de medidas de pobreza aditivamente separables, si suponemos que el crecimiento económico (ingreso promedio real) permanece constante, la ecuación (2.4.10) se reduce a:

$$d\ln\theta = \frac{d\beta}{\theta}\int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p)\left[Z(p)-\beta\right]dp$$

Pero como *Z(p)* es la inversa de la función de distribución de la variable normal reducida $Z(p)=\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}$, la expresión anterior puede ser reescrita como:

$$d\ln\theta = \frac{d\beta}{\theta}\int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} x\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}-\frac{\beta}{2}\right)f(x)dx$$

con *f(x)* definida en (2.4.5). Por lo tanto, la elasticidad de la medida de pobreza θ en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos es:

$$\varepsilon\left[\theta|\beta\right] = \frac{\beta}{\theta}\int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} x\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}-\frac{\beta}{2}\right)f(x)dx \tag{2.6.3}$$

Este resultado lo hemos derivado a partir del supuesto de que el ingreso promedio de la población no se modifica y de que el ingreso sigue una distribución Log-normal.

La clase de medidas de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke es un caso particular de las medidas θ. Se puede demostrar que la fórmula general de la elasticidad en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos de la clase de medidas de FGT con $\alpha > 1$ es:[4]

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)|\beta\right] = \alpha(\alpha-1)\frac{\beta^2}{\varphi(\alpha)}\left[\varphi(\alpha-2)-2\varphi(\alpha-1)+\varphi(\alpha)\right] \tag{2.6.4}$$

De ahí que la elasticidad en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos de la pobreza medida con el índice FGT con $\alpha = 2$ estará dada por:

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha=2)|\beta\right] = \frac{2}{\varphi(\alpha=2)}\frac{\mu^2\beta^2 e^{\beta^2}}{z^2}\Phi\left[\frac{\ln z/\mu}{\beta}-\frac{3}{2}\beta\right] \tag{2.6.5}$$

o

4. En el anexo nos ocupamos de derivar la fórmula general de la elasticidad-pobreza (medida con el índice FGT φ) en relación con la desviación estándar del logaritmo de los ingresos.

obtenida fácilmente por la sustitución de los estimadores de las medidas de pobreza FGT con α = 0, α = 1 y α = 2 [véanse (2.5.2), (2.5.5) y (2.5.6)] en (2.6.4). Las elasticidades de las medidas de pobreza en relación con los índices de Theil y de Gini pueden ser derivadas a partir de las relaciones (2.4.6) y (2.4.7); esto es, podemos obtener las elasticidades en relación con el índice L de Theil y con el de Gini multiplicando las respectivas elasticidades en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos por las siguientes expresiones:

$$\frac{d\beta/\beta}{dL/L} = \frac{L}{\beta^2} = \frac{1}{2} \qquad (2.6.6)$$

y

$$\frac{d\beta/\beta}{dG/G} = \frac{G}{\beta\sqrt{2}\phi\left(\beta/\sqrt{2}\right)} \qquad (2.6.7)$$

Podemos observar que las fórmulas de las elasticidades en relación con el índice de Gini expuestas en (2.3.6) y (2.3.9) difieren de las elasticidades obtenidas a partir de (2.6.1) y (2.6.3). Esto se debe a que el supuesto de que la distribución del ingreso permanezca siendo Log-normal implica un patrón de cambio en la curva de Lorenz distinto al anterior, supuesto para obtener (2.3.6) y (2.3.9). Bajo el supuesto de que la distribución del ingreso permanezca Log-normal, tenemos:

$$d\ln(L'(p)) = d\ln(x(p)) - d\ln\mu = [Z(p) - \beta]\mathrm{d}\beta \qquad (2.6.8)$$

obtenida reordenando los términos de la expresión (2.4.9). De acuerdo con la fórmula (2.3.8), bajo el supuesto Kakwani tenemos:

$$d\ln\left(L'(p)\right) = \frac{\lambda\left[x(p) - \mu\right]}{x(p)}$$

siendo λ el cambio relativo en el índice de Gini, que corresponde a un patrón de cambio en la curva de Lorenz distinto de aquel definido en la expresión (2.6.8).

1.7. Procedimientos para el cálculo de las elasticidades de la pobreza

1.7.1. Método Kernel

Definida la línea de pobreza, las elasticidades de las medidas de pobreza de FGT con $\alpha > 0$ pueden ser obtenidas por la sustitución directa de los valores de ingreso promedio y de las medidas de pobreza calculados con base en microdatos de las Encuestas Nacionales de Ingresos y Gastos de los Hogares, aplicando las fórmulas (2.2.7) y (2.3.10). Sin embargo, no se puede aplicar el mismo procedimiento para el cálculo de las elasticidades de la proporción de pobres H que mide la magnitud de la pobreza pues, en este caso, necesitamos la estimación de la densidad $f(x)$ cuando $x = z$. Con los microdatos disponibles podemos estimar $f(x)$ por medio de la metodología de *Kernel* o núcleo, que es el procedimiento no paramétrico de estimación de la densidad de distribución más comúnmente utilizado en la literatura internacional.

En la práctica, la distribución del ingreso tiene la característica de tener intervalos entre las observaciones cuyas frecuencias relativas pueden ser sintetizadas gráficamente en un histograma. El método consiste en estimar la densidad de la distribución en determinados puntos por medio de una función *Kernel* ponderada que suavice los intervalos entre los puntos empíricamente observados. La estimación *Kernel* de $f(x)$ puede ser definida como:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{b}K\left(\frac{x-x_i}{b}\right)$$

donde x representa el punto en el cual se desea estimar la densidad, N el número de observaciones, x_i la observación i, K la función *Kernel* que determina la forma de cada uno de los intervalos y b la amplitud de la ventana que determina la dimensión de los intervalos (filtra el efecto de la observación x_i sobre la densidad de x). De manera intuitiva, podemos decir que $\hat{f}(x)$ se compone de una suma ponderada de puntos empíricamente observados, donde el factor de ponderación cae a medida que cada observación se aleja de x. La función de *Kernel* y la amplitud de la ventana b son factores que afectan la precisión de la estimación. Definidos

K y b, podemos estimar la densidad en la línea de pobreza $\hat{f}(z)$ a partir de las observaciones de los valores de los ingresos. Las elasticidades de la proporción de pobres pueden en seguida ser obtenidas sustituyendo los valores de $\hat{f}(x)$, H y μ en las fórmulas (2.2.2) y (2.3.6).

1.7.2. Métodos basados en las curvas de Lorenz parametrizadas

Los métodos basados en las curvas de Lorenz parametrizadas fueron desarrollados para casos en los cuales los datos de la distribución del ingreso sólo estaban disponibles bajo la forma de datos agrupados.[5] Además del cálculo de la densidad $\hat{f}(x)$, son necesarios cálculos de las propias medidas de pobreza. El abordaje paramétrico consiste en, a partir de ciertas coordenadas obtenidas de los datos agrupados, reconstruir la curva de Lorenz calculando los parámetros de una especificación de la forma funcional que respete ciertas condiciones matemáticas: ser continua en el intervalo [0,1]; pasar por los puntos (0,0) y (1,1) ser monotónicamente creciente y convexa. Este procedimiento implica inevitablemente el riesgo de error de especificación. De hecho, a pesar de que varias formas funcionales han sido propuestas por diversos autores, ninguna de ellas se ha mostrado dominantemente superior en aplicaciones empíricas. Dos de las formas funcionales más difundidas son la curva de Lorenz Beta (Kakwani, 1980) y la cuadrática general (Arnold y Villaseñor, 1989).

La función de la curva de Lorenz Beta es:

$$L(p) = p - \theta p^{\gamma}(1 - p)^{\delta}$$

en donde θ, γ y δ son parámetros. Reordenando los términos y aplicando logaritmos:

$$\ln(p - L(p)) = \ln \theta + \gamma \ln p + \delta \ln(1 - p)$$

5. Por ejemplo, en algunas publicaciones oficiales del INEGI los datos sobre la distribución del ingreso sólo están disponibles en forma de tablas de frecuencias relativas de la población e ingresos promedio por estratos de ingresos.

Si se utilizan las coordenadas $(p, L(p))$ de los datos agrupados, los parámetros pueden ser estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios, haciendo la regresión de $\ln(p - L(p))$ contra p y $\ln(1 - p)$.

La parametrización cuadrática general parte de la expresión de una forma cuadrática general:

$$ap^2 + bpL(p) + cL(p)^2 + dp + eL(p) + f = 0 \tag{2.7.1}$$

Suponiendo $c = 1$, para que la curva de Lorenz cumpla las condiciones supra citadas debemos tener $f = 0$ y $e = -(a+b+d+1)$. La función de la curva de Lorenz cuadrática general puede ser obtenida resolviendo la ecuación (2.7.1):[6]

$$L(p) = \frac{1}{2}\left[bp + e + \left(mp^2 + np + e^2\right)^{1/2}\right]$$

en donde $e = -(a+b+d+1)$, $m = b^2 - 4a$ y $n = 2be - 4d$.

Los parámetros a, b y d pueden ser estimados con base en la siguiente regresión sin intercepto:

$$L(1 - L) = a(p^2 - L) + bL(p - 1) + d(p - L)$$

Dados los parámetros estimados, los procedimientos para obtener los estimadores de las medidas de pobreza y de la densidad $f(x)$ cuando $x = z$ son análogos para los dos modelos:

1. Son obtenidas la primera y segunda derivadas de la ecuación de la curva de Lorenz parametrizada;
2. Si conocemos el ingreso promedio μ, podemos resolver $L'(H) = \frac{z}{\mu}$ y obtener la estimación de la proporción de pobres;
3. La estimación de $\hat{f}(z)$ puede ser obtenida con base en $L''(H) = \frac{1}{\mu f(z)}$;

6. Resolviendo la ecuación (2.7.1) se obtienen dos fórmulas explícitas de la curva de Lorenz, pero sólo una es apropiada pues la otra no cumple las condiciones matemáticas establecidas previamente.

4. Al utilizar $L'(p) = \frac{x}{\mu}$, la estimación de la medida FGT con α = 1 es calculada por medio de

$$\varphi(\alpha = 1) = \int_0^H \left(\frac{z - x}{z} \right) dp = H - \frac{\mu}{z} \int_0^H L'(p) dp = H - \frac{\mu}{z} L(H);$$

5. La estimación de la medida FGT con α = 2 puede ser obtenida desarrollando:

$$\varphi(\alpha = 2) = \int_0^H \left(\frac{z - x}{z} \right)^2 dp = H - 2\varphi(\alpha = 1) + \frac{\mu^2}{z^2} \int_0^H L'(p)^2 dp$$

Las elasticidades de las medidas de pobreza se obtienen sustituyendo las fórmulas de las medidas de pobreza y $\hat{f}(z)$ en las fórmulas derivadas en las secciones 2.2 y 2.3 de este capítulo [véanse (2.2.2), (2.2.7), (2.3.6) y (2.3.10)].[7]

1.7.3. Método Log-normal

Suponer que la distribución del ingreso es Log-normal implica adoptar una forma funcional de dos parámetros para la función de densidad de la distribución del ingreso. Al igual que los métodos basados en la parametrización de la curva de Lorenz, asumir una distribución Log-normal implica un riesgo en el error de especificación. Si el ingreso promedio μ y la desviación estándar β son conocidos, las estimaciones de las medidas de pobreza y de las elasticidades en relación con el ingreso promedio y con la desviación estándar del logaritmo del ingreso serán obtenidas por la sustitución directa en las respectivas fórmulas expuestas en las secciones 2.5 y 2.6 del presente capítulo [véanse (2.5.3) a (2.5.8), (2.6.1), (2.6.2) y (2.6.5)]. Además de su simplicidad, una ventaja de esta metodología es la posibilidad de inclusión de las elasticidades de las medidas de pobreza en relación con el índice *L* de Theil, medida de desigualdad que es más sensible a los cambios en los ingresos de los más pobres. Las elasticidades asociadas al *L* de Theil y al índice de Gini pueden ser obtenidas multiplicando las respectivas elasticidades en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos por

7. Una exposición pormenorizada sobre la utilización de la metodología basada en las curvas de Lorenz parametrizadas para el cálculo de las elasticidades se encuentra en Datt (1998).

las expresiones (2.6.6) y (2.6.7). Un procedimiento alternativo adoptado por Hoffmann (2005) consiste en determinar β con base en el valor del índice de Gini G a partir de la relación:

$$\beta = \sqrt{2\Phi^{-1}\left(\frac{G+1}{2}\right)}$$

siendo Φ^{-1} la inversa de la función de distribución de una variable normal reducida.

1.8. Consideraciones formales finales

En este capítulo hemos derivado las fórmulas necesarias para el cálculo de las elasticidades de las medidas de pobreza y presentamos los procedimientos alternativos para la cuantificación de las mismas. Puesto que la desigualdad en la distribución del ingreso puede modificarse de infinitas maneras, no es posible establecer una fórmula simple que relacione los cambios en la desigualdad y la evolución de la pobreza. Conforme a Kakwani (1990), las fórmulas de las elasticidades-desigualdad en la sección 2.3 fueron obtenidas a partir del supuesto de que, siendo λ un cambio relativo en el índice de Gini, y siendo p y $L(p)$ las coordenadas de la curva de Lorenz inicial, el cambio de la ordenada es $\Lambda L(p)= -\lambda[\mathrm{p} - L(p)]$. Ello significa que un incremento de 100λ% en el índice de Gini se obtiene aumentando en la misma proporción las discrepancias $[p - L(p)]$. En la sección 2.6 las elasticidades-desigualdad fueron derivadas admitiendo que la distribución permanecía Log-normal, lo que es igual a adoptar el patrón de cambio de la curva de Lorenz especificado en la expresión (2.6.8). Denominamos a estos patrones de cambio en la curva de Lorenz como supuesto Kakwani y supuesto Log-normal, respectivamente. En términos de las elasticidades-crecimiento económico, no hay necesidad de ningún supuesto y las fórmulas presentadas en las secciones 2.2 y 2.5 son idénticas, aunque los valores de los cálculos de las elasticidades pueden diferir en función de que las metodologías de obtención de las estimaciones sean distintas.

La especificación de un patrón *ex-ante* de cambio de la curva de Lorenz, que puede modificarse según sea la política económica y el dinamismo económico de infinitas formas, es una limitación de la aplicación empírica de las elasticidades-desigualdad teóricas en el análisis del efecto que la desigualdad tiene sobre la pobreza social. En la literatura sobre este tema, sin embargo, usualmente se recurre al cálculo de las elasticidades en relación con el índice de Gini derivadas a partir del supuesto Kakwani (1990). Aunque ha sido utilizado extensivamente este procedi-miento, poco se ha avanzado en el análisis sistemático del grado de adecuación de la aplicación empírica de las fórmulas de las elasticidades derivadas bajo el supuesto Kakwani. Ésta es una laguna que hemos cubierto en este trabajo por medio de un análisis de regresión, con el objetivo de precisar en qué medida las elasticidades teóricas son capaces de explicar los cambios *ex-post* en la pobreza. Adicionalmente, la deducción de la expresión general para la elasticidad de la pobreza en relación con los cambios en las medidas de desigualdad para el grupo de medidas de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke (1984), bajo el supuesto Log-normal que hemos realizado en esta investigación, nos permite hacer comparaciones entre la eficacia explicativa de estas elasticidades y de las elasticidades derivadas bajo el supuesto Kakwani. Ello nos ha permitido rebasar las fronteras de las investigaciones que, hasta ahora, han tratado de medir el efecto de la desigualdad sobre la pobreza.

En el capítulo 2 presentaremos los resultados de estas elasticidades para el caso de México, por estados del país. Mostraremos el grado de adecuación de la aplicación empírica de diversas fórmulas de cálculo de las elasticidades y, en segundo término, evaluaremos cuál de los patrones de cambio en la curva de Lorenz (supuestos Kakwani y Log-normal) se ajusta mejor a los cambios observados en la pobreza de todos los estados del país en los años que van de 1984 a 2006.

Por último, es importante realizar aquí algunas consideraciones respecto de los procedimientos alternativos para la estimación de las elasticidades. La opción por el procedimiento para el cálculo de las elasticidades bajo el supuesto Kakwani depende, en última instancia, de la disponibilidad de datos sobre la distribución del ingreso. Si se dispone de microdatos persona a persona de una determinada distribución del ingreso, el procedimiento más adecuado es evitar realizar estimaciones y utilizar las propias medidas de pobreza, sustituyéndolas de manera directa en las fórmulas de las elasticidades. Para la estimación $\hat{f}(z)$, necesaria sólo para calcular las elasticidades de la proporción de pobres, podemos recurrir al método no paramétrico *Kernel* de estimación de la densidad. Por otro lado, si los datos de la distribución del ingreso están disponibles sólo en forma agrupada (en tablas de distribución del ingreso por deciles o percentiles), se debe utilizar una metodología basada en la parametrización de la curva de Lorenz. En este caso, de modo adicional a la estimación $\hat{f}(z)$ se requerirían también estimaciones de las propias medidas de pobreza. Sin embargo, en esta investigación dispusimos de los datos individuales de las Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (los microdatos, con los que construimos matrices de datos de ingreso persona a persona para cada uno de los años de estudio), debido a lo cual dicha parametrización es innecesaria.

Diversas investigaciones internacionales (Kakwani,1990; Hoffmann, 2005) han mostrado que el cálculo de la pobreza puede ser llevado a cabo sin subestimar la magnitud de la pobreza partiendo sólo de las microbases de datos de los *surveys* de ingresos de los hogares. Eso fue lo que hicimos en esta investigación: como veremos en el próximo capítulo, construimos las matrices de información (mismas que ya a partir de 1996 eran de magnitud considerable, formando hojas de cálculo de más de 71 000 registros anuales) paso a paso para cuantificar detalladamente tanto la magnitud e intensidad de la pobreza, estado por estado del país, como las medidas de desigualdad (Gini y Theil) entidad por entidad federativa de México de 1984 a 2005.[8]

8. La base de datos original de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (en adelante ENIGH) contiene registros de ingresos, características de las familias, de los hogares (viviendas) y de las personas en archivos separados. En los archivos de ingreso de las personas los datos estaban presentados de forma que cada tipo de ingreso ocupaba un registro; de esa manera, para cada individuo había tantos registros como fuentes de ingreso tuviera: una persona podía tener tres o cuatro registros en caso de que tuviera, respectivamente, tres o cuatro fuentes de ingreso. Así, por ejemplo, el archivo ING94 (ingreso 1994) tenía 34,374 registros de ingreso que, en realidad, pertenecían a 20,895 personas. Los archivos de características de las viviendas presentaban información agregada de las familias, tales como el número de integrantes, el *factor de expansión* y características socioeconómicas del hogar. Los archivos de personas contenían las informaciones sobre las características de escolaridad, sexo, edad, horas trabajadas, etc, de cada individuo. Todos los archivos distinguían a las familias con códigos clave (folios) que permitía identificar el año de la encuesta, la entidad federativa en que fue aplicada y el consecutivo del hogar. La forma de proceder para preparar los archivos necesarios para calcular las medidas de desigualdad, pobreza e ingreso promedio fue, *grosso modo*, la siguiente (año por año): a) a partir del archivo de ingreso original se eliminaron los ingresos eventuales, se calculó el ingreso corriente total por persona y se sumaron los ingresos de todas las personas con ingreso de cada familia, generando un nuevo archivo que contenía el ingreso total de la familia; b) se mezcló este nuevo archivo con el de las características de la familias para obtener, asociado a cada registro de ingreso familiar, el número de integrantes de la familia; c) a continuación se calculó el ingreso familiar per cápita; d) esta información se llevó para el archivo que contenía los datos de las personas y cruzándola con los registros individuales, se creó un nuevo archivo con ingreso de las personas, ingreso familiar per cápita, factor de expansión (que indica a cuantas personas, por el diseño muestral, representa cada registro de la encuesta). A partir de estos archivos fueron calculadas las medidas de desigualdad y de pobreza y el ingreso promedio.

2. EVALUANDO LA APLICACIÓN EMPÍRICA DE LAS FÓRMULAS DE CÁLCULO DE LAS ELASTICIDADES

2.1. El modelo

En este capítulo el análisis de regresión es utilizado con el objetivo principal de eva-luar el grado de fortaleza de la aplicación empírica de las diversas fórmulas de cálculo de las elasticidades. Mostraremos en qué medida las variaciones en la pobreza pueden o no ser explicadas por cambios en la dinámica económica (crecimiento económico) y por cambios en el patrón distributivo (grado de desigualdad). Es decir, nos proponemos mostrar cuál es el método más adecuado de cálculo de las elasticidades para evaluar cómo repercuten en el crecimiento económico y la desigualdad de los pobres de México. En segundo lugar, buscamos evaluar qué patrón de cambio en la curva de Lorenz –supuestos Kakwani y Log-normal– representa de una mejor manera los cambios observados en la pobreza, según datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares para los años 1984, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004 y 2005.[9] Los datos de la distribución del ingreso familiar per cápita para los hogares fueron desagregados para tomar en cuenta la distribución en cada una de las unidades de la federación (los 31 estados y el Distrito Federal). Para poder llevar a cabo el análisis de regresión, realizamos cálculos del ingreso promedio de los hogares, estado por estado, de las medidas de desigualdad (desviación estándar del logaritmo de los ingresos, índice de Gini y *L* de Theil) y las medidas de pobreza (proporción de pobres por estado, insuficiencia de ingreso y FGT, que es la medida de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke) de las 32 entidades federativas para el periodo de 1984 a 2005. La pobreza fue estimada para dos líneas de pobreza alternativas, con valores que equivalen a la mitad y un salario mínimo de 1980 por persona.[10]

9. De manera adicional, debemos indicar que las bases de datos empleadas en esta investigación tienen representatividad para los estados del país; ello debido a que en un documento anterior (Aguilar, 2000) hemos demostrado que los niveles de error tipo I (considerar pobre a una persona que no lo es) y tipo II (considerar no pobre a una persona que sí lo es), partiendo de datos individuales de la ENIGH para los estados del país en ningún caso superan la cifra de 15 por ciento.

10. Consideramos un umbral de ingreso de un salario mínimo de 1980 por persona como la mejor línea de pobreza. Nuestro argumento central es que en la historia reciente de nuestro país 1980 fue el año en que menor proporción de pobres había en México. Una familia con cuatro integrantes, por lo tanto, deberá tener un ingreso hoy superior o equivalente a cuatro salarios mínimos de 1980 para no ser considerada pobre. El deterioro del poder adquisitvo en México en los últimos 28 años ha llevado a que el salario mínimo de hoy (de alrededor de 1 570 pesos mensuales) sea una fracción equivalente a 49.8% de lo que era hace 28 años, de manera que en términos monetarios la línea de pobreza que mejor refleja nuestra realidad equivale en el año 2008 a alrededor de 3 150 pesos por persona al mes. En virtud de que diversos autores considerarían ésta una línea de pobreza "elevada", en esta investigación todos los cálculos fueron realizados tanto para esa línea de pobreza como para una mucho "más conservadora", equivalente a la mitad de un salario mínimo por persona. Como veremos más adelante, los resultados estadísticos muestran que la primera es la línea de pobreza más adecuada y con la cual llegamos a la conclusión de que en México, en 2008, hay más de 71.3 millones de personas en condiciones de pobreza. Para la metodología de la mejor línea de pobreza véase, entre otros, a Aguilar (2000).

Con base en estos datos, obtuvimos un panel con 288 observaciones de los cambios relativos en la pobreza, el ingreso promedio y la desigualdad.[11]

Una vez cuantificadas las medidas básicas de desigualdad, pobreza e ingreso promedio, calculamos las elasticidades de las medidas de pobreza. Las variaciones de las medidas de pobreza del índice FGT (con $\alpha > 0$) con relación al ingreso promedio y al índice de Gini, derivadas a partir del supuesto Kakwani, pueden ser obtenidas fácilmente con la sustitución de los valores del ingreso promedio y de las medidas de pobreza en las expresiones (2.2.7) y (2.3.10), expuestas en el capítulo metodológico. Para obtener las elasticidades de la proporción de pobres necesitamos la estimación de la densidad $f(x)$ cuando $x=z$. Utilizamos para ello el estimador *Kernel* con función *K gaussiana* y *amplitud optima* de la ventana b para estimar esta frecuencia.[12] Las elasticidades de la proporción de pobres bajo el supuesto Kakwani pueden ser obtenidas sustituyendo los valores de $\hat{f}(z)$, H y μ en las fórmulas (2.2.2) y (2.3.6). Por simplicidad, denominaremos a estos procedimientos para el cálculo de las elasticidades que toman las medidas de pobreza calculadas con los microdatos de las ENIGH y el método no paramétrico del tipo *Kernel gaussiano* para la estimación de la densidad $\hat{f}(z)$ como método 1. Vale recordar que las expresiones de las elasticidades de las medidas de pobreza con relación al índice de Gini utilizadas en el método 1 fueron derivadas a partir del supuesto Kakwani de cambios en la curva de Lorenz.

Para efectos de comparación, utilizamos también el método Log-normal de cálculo de las elasticidades cuyas elasticidades-desigualdad de las medidas de pobreza fueron derivadas a partir de un patrón distinto de cambio en la curva de Lorenz. Los valores de las elasticidades en relación con el promedio y con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos bajo el método Log-normal son obtenidos por la sustitución directa de los valores de ingreso promedio, de la desviación estándar del logaritmo de los ingresos y de los cálculos de la pobreza por el método Log-normal en las expresiones presentadas en el capítulo 1 [véanse (2.5.3) a (2.5.8), (2.6.1), (2.6.2) y (2.6.5)]. Además de permitir la comparación,

11. En el anexo II se encuentran los valores de ingreso promedio de las medidas de desigualdad (Gini y *L* de Theil) y de las medidas de pobreza (con las dos líneas de pobreza) para la distribución del ingreso familiar per cápita en las 32 entidades de la federación en el periodo 1984 a 2005.

12. La amplitud óptima es el valor de b que minimiza la suma de los cuadrados de las desviaciones si los datos son gaussianos y la función *Kernel gaussiana* es utilizada. Por lo tanto, no es óptima en un sentido amplio.

una ventaja adicional de adoptar el método Log-normal es la posibilidad de inclusión de las elasticidades de las medidas de pobreza en relación con *L* de Theil, una medida de desigualdad más sensible a cambios de ingreso entre los pobres. Las elasticidades en relación con *L* de Theil y al índice de Gini pueden ser obtenidas al multiplicar las respectivas elasticidades en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos con las expresiones (2.6.6) y (2.6.7).

Sintetizando, tenemos cinco elasticidades para cada medida de pobreza:

1. Elasticidad en relación con el ingreso promedio mediante el método 1;
2. Elasticidad en relación con el ingreso promedio mediante el método Log-normal;
3. Elasticidad en relación con el índice de Gini con el método 1;
4. Elasticidad en relación con el índice de Gini mediante el método Log-normal;
5. Elasticidad en relación con el *L* de Theil mediante el método Log-normal.

Cabe destacar que, en términos de las elasticidades-crecimiento, no hay suposiciones arbitrarias y sus expresiones obtenidas tanto por el método 1 como por el Log-normal son idénticas.[13] En términos de las elasticidades-desigualdad, la suposición de patrones distintos de cambio en la curva de Lorenz conduce a diferentes fórmulas para el cálculo de las variaciones en la pobreza derivadas de modificaciones en el patrón distributivo del ingreso.

Como hemos señalado en esta investigación, la especificación de un patrón de cambio en la curva de Lorenz es un requisito ineludible y necesario para explorar el impacto de cambios en la desigualdad sobre la pobreza y para derivar las elasticidades-desigualdad. Esto es así debido a que la desigualdad en la distribución del ingreso (la curva de Lorenz) puede evolucionar en infinitas formas. De modo que si no es especificada la forma de alteración de la desigualdad, es imposible

13. Nótese que, aunque las expresiones de las elasticidades-crecimiento de la pobreza utilizadas en los dos métodos sean idénticas, los valores de esas elasticidades por el método Log-normal calculadas utilizando las estimaciones Log-normales de las medidas de pobreza pueden diferir de aquellas obtenidas por el método 1 utilizando los valores observados de las medidas de pobreza y no sus estimaciones. Se trata, básicamente, de una diferencia que debemos atribuir a realizar los cálculos con datos individuales (datos de las encuestas persona por persona) y con datos agregados (a partir de tablas de distribución de frecuencias). Conocedores de este hecho relevante, hemos optado por calcular la pobreza por ambos métodos, pero destacando que las conclusiones más objetivas, con fines de política pública, son las que derivan de calcular la pobreza con datos individuales de ingreso.

derivar una fórmula simple que mida el efecto que los cambios en las medidas de desigualdad, por ejemplo el índice de Gini, tienen sobre los niveles de pobreza. La especificación de un patrón *ex ante* de cambio en la curva de Lorenz, que puede modificarse de infinitas maneras, constituye una limitación para la aplicación empírica de las elasticidades. Sin embargo, disponer de un panel de datos con las observaciones de las 32 entidades federativas de México durante el periodo de 1984 a 2005 permite estimar en qué medida los cambios proyectados por la interacción de las elasticidades (teóricas) y los cambios observados en el ingreso promedio y en las medidas de desigualdad son capaces de explicar los cambios observados en la pobreza. En otras palabras, podemos precisar en qué medida las elasticidades teóricas derivadas a partir de supuestos *ex ante* de cambios en la desigualdad son capaces de explicar los cambios *ex post* en la pobreza.

Si suistituimos las fórmulas de las elasticidades en la expresión (2.1.4), los cambios relativos en las medidas de pobreza θ pueden ser descompuestos en una combinación lineal de dos términos que consideren explícitamente las elasticidades teóricas:

$$d\ln\theta = \varepsilon[\theta\mu]d\ln\mu + \varepsilon[\theta S]d\ln S$$

en donde μ es el ingreso promedio de la población y S la medida de desigualdad (índice de Gini o medida L de Theil). Al hacer una analogía directa a esta descomposición, utilizaremos el siguiente modelo de regresión:

$$\Delta\ln\theta_{it} = \beta_1\varepsilon[\theta\mu]_{it} + \Delta\ln\mu_{it} + \beta_2\varepsilon[\theta S]_{it}\Delta\ln S_{it} + e_{it} \qquad (3.1.1)$$

siendo e_{it} un término aleatorio. La variable dependiente $\Delta\ln\theta_{it}$ es el cambio relativo en la medida de pobreza. Las dos variables explicatorias son el producto de la elasticidad-crecimiento $\varepsilon[\theta|\mu]_{it}$ de la medida de pobreza por la tasa de crecimiento del ingreso promedio $\Delta\ln\mu_{it}$, que capta el de las variaciones en el ingreso promedio sobre la medida de pobreza, y el producto de la elasticidad-desigualdad $\varepsilon[\theta|S_{it}$ por el cambio relativo en la medida de desigualdad $\Delta\ln S_{it}$, capta el efecto de cambios en la desigualdad sobre la pobreza. Empleamos el método de los mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores de los parámetros para datos de panel.[14] Si las elasticidades son satisfactorias en la explicación de los cambios *ex post* en las medidas de pobreza, se espera que los valores de los coeficientes β_1 y β_2 no sean estadísticamente distintos a la unidad y el valor explicativo del modelo sea relativamente alto.

De manera adicional, podemos efectuar regresiones que evalúen el poder explicativo de las elasticidades, considerando por separado la elasticidad-crecimiento y la elasticidad-desigualdad. De acuerdo con la fórmula (2.1.7), derivada de la descomposición de Datt y Ravalion (1992), podemos obtener aproximaciones de los valores del *componente-crecimiento* (C_{it}) y del *componente-distribución* (D_{it}) de los cambios relativos en las medidas de pobreza haciendo:

$$C_{it} = \frac{\ln\theta(z,\mu_{it+1},L_{it+1}(p)) - \ln\theta(z,\mu_{it},L_{it+1}(p)) + \ln\theta(z,\mu_{it+1},L_{it}(p)) - \ln\theta(z,\mu_{it},L_{it}(p))}{2}$$

$$D_{it} = \frac{\ln\theta(z,\mu_{it+1},L_{it+1}(p)) - \ln\theta(z,\mu_{it+1},L_{it}(p)) + \ln\theta(z,\mu_{it},L_{it+1}(p)) - \ln\theta(z,\mu_{it},L_{it}(p))}{2}$$

En éstas $\theta(z,\mu_{it},L_{it}(p))$ y $\theta(z\mu_{it+1}, L_{it+1}(p))$ son los valores observados de la medida de pobreza en la unidad *i* en los dos años considerados, $\theta(z\mu_{it+1}, L_{it}(p))$ es el valor de la medida de pobreza en la unidad *i* calculado después de la multiplicación de todos los ingresos en el periodo *t* por el factor μ_{t+1}/μ_t y $\theta(z\mu_{it}, L_{it+1}(p))$ es el valor de la medida de pobreza calculado después de la multiplicación de todos los ingresos en *t+1* por el factor μ_t/μ_{t+1}.[15]

14. Se espera que los errores en los datos de panel, con observaciones de una misma unidad a lo largo del tiempo, estén correlacionados entre paneles (grandes desviaciones de una unidad *i* en el tiempo *t* estén asociados a grandes desviaciones de una unidad *j* en el tiempo *t*) y presenten heterocedasticidad (las variaciones de las desviaciones difieren de unidad a unidad). La corrección de los errores de los parámetros y de las estimaciones de la varianza y covarianza para datos de panel hace viable una mayor precisión de los intervalos de confianza. Véase Beck y Katz (1995).

15. Los valores del *componente-crecimiento* y del *componente-distribución* de los cambios relativos en las medidas de pobreza para las entidades federativas de México en el periodo 1984-2005 pueden observarse en el anexo III.

Utilizando estos componentes, desarrollamos dos modelos de regresión:

$$C_{it} = \beta_3 \varepsilon[\theta|\mu]_{it} \Delta\ln\mu_{it} + e \qquad (3.1.2)$$

$$D_{it} = \beta_4 \varepsilon[\theta|S]_{it} \Delta\ln S_{it} + e \qquad (3.1.3)$$

en donde C_{it} *y* D_{it} son, respectivamente, el *componente-crecimiento* y *componente-distribución* del cambio en la medida de pobreza. Note que la suma de C_{it} *y* D_{it} totaliza el cambio relativo en la medida de pobreza $\Delta\ln\theta_{it}$. Las variables explicatorias de cada uno de los modelos son el producto de la elasticidad-crecimiento $\varepsilon[\theta\mu]_{it}$ de la medida de pobreza por la tasa de crecimiento del ingreso promedio $\Delta\ln\mu_{it}$ y el producto de la elasticidad-desigualdad $\varepsilon[\theta S]_{it}$ por el cambio relativo en la medida de desigualdad $\Delta \ln S_{it}$.

Una última observación reside en el hecho de que, aun si el cambio en la desigualdad ocurriese exactamente de acuerdo con el patrón de cambio en la curva de Lorenz preestablecido (supuesto Kakwani o supuesto Log-normal), en todas las unidades y en todos los años, el modelo (4.1.1) no se reduciría a una identidad (esto es, $e_{it} = 0$, $\theta_1 = 1$ y $\beta_2 = 1$). Las fórmulas de las elasticidades fueron derivadas a partir del supuesto de cambios infinitesimales en el ingreso promedio o en la medida de desigualdad, requisito que no cumplieron los cambios observados en la realidad. Las regresiones fueron realizadas utilizando todos los datos de panel disponibles.[16]

2.2. Resultados de las regresiones con el componente crecimiento económico

En el cuadro 1 se pueden observar los resultados de las regresiones que buscan explicar el *componente-crecimiento* de los cambios relativos en la pobreza calculados con una línea de pobreza de medio salario mínimo de 1980, de ingreso familiar per cápita, empleando la variable explicatoria asociada a los

16. Las regresiones fueron estimadas con las 288 observaciones del panel de datos. Con el objetivo de cumplir con el requisito de cambios infinitesimales, si restringiéramos el análisis sólo a las observaciones que presentaron cambios en el ingreso promedio inferiores a 1%, por ejemplo, el panel se reduciría a 22 observaciones. Si adicionalmente restringiéramos el análisis a aquellas observaciones con cambios en el índice de Gini inferiores a 1% eliminaríamos otras 14 observaciones, restando sólo ocho. De manera alternativa, si nos restringiéramos a las observaciones cuyo cambio en la medida de desigualdad de Theil fuera inferior a 1%, tendríamos seis observaciones finales.

cambios en el ingreso promedio producto de la elasticidad-crecimiento por la tasa de crecimiento del ingreso promedio. En la primera regresión la elasticidad fue obtenida por el método 1 y en la segunda por el método Log-normal. En el cuadro 1 las regresiones corresponden al *componente-crecimiento* de las medidas de pobreza calculadas con una línea de pobreza de un salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita.

Los valores de los coeficientes de determinación de las regresiones fueron casi siempre superiores a 0.93, excepto en las regresiones con la elasticidad-crecimiento de la proporción de pobres por el método 1, que utiliza la estimación de *Kernel* para la función de densidad de la distribución y cuyos valores de determinación fueron de 0.8810 y 0.9219, valores que sin embargo también son relativamente altos. De acuerdo con lo esperado, los coeficientes estimados en las regresiones por el método 1 presentan valores cercanos a la unidad, a pesar de que los intervalos de confianza de las regresiones con la línea de pobreza de medio salario mínimo per cápita están cercanos al valor de 1. Reafirmando el análisis del capítulo anterior, que argumentaba a favor del uso de la metodología Log-normal en estudios sobre la pobreza, el método Log-normal proporciona estimaciones de las elasticidades-crecimiento con un alto poder explicativo, a pesar de que los límites inferiores de los respectivos intervalos de 95% de confianza de las regresiones que utilizaron las elasticidades obtenidas por el método Log-normal sean siempre un poco superiores a 1, lo que sugiere que estas elasticidades están ligeramente subestimadas. *En forma general, las elasticidades en relación al ingreso promedio fueron altamente satisfactorias en la explicación de componente-crecimiento económico de los cambios* ex-post *en la pobreza. Ello nos lleva a concluir, preliminarmente, que hay una parte de los cambios en la pobreza en México que sí debe analizarse a la luz de lo que ocurrió con el dinamismo económico estado por estado del país.*

CUADRO 1

Medio salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita, en todos los estados de México (de 1984-2005) (Variable dependiente: componente-crecimiento de los cambios relativos en la pobreza)

Variable explicatoria	Proporción de pobres			Índ. insuficiencia de ingreso			FGT con α=2		
	Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza	
$\varepsilon[\theta\mu]*\Delta\ln\mu$ [1]	0.90425	0.83461	0.97389	1.04851	1.02541	1.07161	1.05651	1.01080	1.10221
	(25.45)			(88.97)			(45.31)		
R^2	0.8810			0.9830			0.9357		
$\varepsilon[\theta\mu]*\Delta\ln\mu$ [2]	1.13330	1.07600	1.19060	1.09684	1.05652	1.13717	1.08430	1.03572	1.13287
	(38.76)			(53.31)			(43.75)		
R^2	0.9508			0.969			0.9508		

Todos los modelos fueron estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores. Los valores entre paréntesis son los valores de *t*.
[1] Elasticidad obtenida con el método 1; [2] Elasticidad obtenida con el método Log-normal.

CUADRO 2

Un salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita, en todos los estados de México (de 1984 a 2005) (Variable dependiente: componente-crecimiento de los cambios relativos en la pobreza)

Variable explicatoria	Proporción de pobres			Índ. insuficiencia de ingreso			FGT con α=2		
	Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza	
$\varepsilon[\theta\mu]*\Delta\ln\mu$ [1]	1.05560	0.97971	1.13150	1.01668	0.98474	1.04862	1.01465	0.99364	1.03567
	(27.26)			(62.39)			(94.62)		
R^2	0.9219			0.9762			0.9876		
$\varepsilon[\theta\mu]*\Delta\ln\mu$ [2]	1.14170	1.10424	1.17915	1.08854	1.06746	1.10962	1.07415	1.04952	1.09878
	(59.75)			(101.23)			(85.46)		
R^2	0.965			0.9922			0.9908		

[1] Elasticidad obtenida con el método 1; [2] Elasticidad obtenida con el método Log-normal.
Todos los modelos fueron estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores.
Los valores entre paréntesis son los valores de *t*.

2.3. Resultados de las regresiones con el componente distribución del ingreso

En los cuadros 3 y 4 presentamos los resultados de las regresiones que buscan explicar el *componente-distribución* de los cambios en la pobreza, calculados con una línea de pobreza de medio salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita y de un salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita, respectivamente, utilizando la variable explicatoria asociada a cambios en la desigualdad, producto de la elasticidad-desigualdad por el cambio relativo en la medida de desigualdad. Utilizamos tres elasticidades distintas: elasticidad-desigualdad (medida con el índice de Gini) por el método 1 (supuesto Kakwani), elasticidad-desigualdad de la pobreza (medida con el índice de Gini) por el método Log-normal y elasticidad-desigualdad (medida con el índice *L* de Theil) por el método Log-normal.

Comparando el supuesto Kakwani con el de Log-normal, las regresiones de las elasticidades-desigualdad (medida con el índice de Gini) por el método 1 y por el Log-normal de los cuadros 3 y 4 obtuvieron valores muy similares para los coeficientes de determinación (R^2). El poder explicativo de estas regresiones fue relativamente bajo para el *componente-distribución* de los cambios en la pobreza con una línea de pobreza de medio salario mínimo de 1980 per cápita, con valores de los coeficientes de determinación contenidos en el intervalo de 0.3376 a 0.5133. Cuando modificamos la línea de pobreza (hacia un salario mínimo de 1980 por persona), los valores de los coeficientes de determinación de las regresiones para las elasticidades-desigualdad (medida con el índice de Gini) aumentan para todas las formas en que se calcule la pobreza, alcanzando valores de 0.5972 a 0.8015.

CUADRO 3
Medio salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita, en todos los estados de México (1984-2005)

Variable explicatoria	Proporción de pobres			Índ. insuficiencia de ingreso			FGT con α=2		
	Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza	
$\varepsilon[\theta G]*\Delta \ln G$ [1]	0.40750	0.30083	0.51418	0.34826	0.27666	0.41986	0.28088	0.20587	0.35589
	(7.49)			(9.53)			(7.34)		
R^2	0.4074			0.4393			0.3558		
$\varepsilon[\theta G]*\Delta \ln G$ [2]	0.92178	0.74147	1.10210	0.78125	0.62871	0.93378	0.72810	0.54202	0.91417
	(10.02)			(10.04)			(7.67)		
R^2	0.5133			0.4519			0.3376		
$\varepsilon[\theta L]*\Delta \ln L$ [3]	1.04489	0.88474	1.20504	0.92161	0.78908	1.05413	0.90437	0.73207	1.07667
	(12.79)			(13.63)			(10.29)		
R^2	0.7011			0.6573			0.5408		

[1] Elasticidad obtenida por el método 1; [2] Elasticidad obtenida por el método Log-normal; [3] Intervalo de 95% de confianza.
Todos los modelos fueron estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores.
Los valores entre paréntesis son los valores de *t*.

CUADRO 4
Un salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita, en todos los estados de México (1984-2005)

Variable explicatoria	Proporción de pobres			Índ. Insuficiencia de Ingreso			FGT con α=2		
	Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza	
$\varepsilon[\theta G]*\Delta \ln G$ [1]	1.04308	0.87161	1.21455	0.62592	0.52408	0.72776	0.47397	0.38869	0.55924
	(11.92)			(12.05)			(10.89)		
R^2	0.7002			0.677			0.5972		
$\varepsilon[\theta G]*\Delta \ln G$ [2]	1.10263	0.97768	1.22758	0.96000	0.82370	1.09631	0.87552	0.73780	1.01325
	(17.30)			(13.80)			(12.46)		
R^2	0.8015			0.6984			0.603		
$\varepsilon[\theta L]*\Delta \ln L$ [3]	1.06905	0.94795	1.19016	1.03059	0.92133	1.13985	0.98200	0.87016	1.09385
	(17.30)			(18.49)			(17.21)		
R^2	0.8067			0.8414			0.7874		

[1] Elasticidad obtenida por el método 1, [2] Elasticidad obtenida por el método Log-normal; [3] Intervalo de 95% de confianza.
Todos los modelos fueron estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores.
Los valores entre paréntesis son los valores de *t*.

Con excepción de la regresión realizada para la elasticidad-desigualdad de la proporción de pobres, los valores de los coeficientes obtenidos en las regresiones-desigualdad (medida por el índice de Gini) por el método 1 (supuesto Kakwani) son sustancialmente inferiores a la unidad, mientras que los valores obtenidos en las regresiones de las elasticidades-desigualdad (medida con el índice de Gini) de la pobreza por el método Log-normal son más cercanos al valor esperado.

Estos resultados sugieren que los valores de las elasticidades-desigualdad (medida con el índice de Gini) derivadas a partir del supuesto Log-normal son más cercanas al valor esperado, y que los valores de las elasticidades derivadas a partir del supuesto Kakwani están muy superestimadas. Metodológicamente, esto tiene una gran implicación para futuras investigaciones empíricas, pues la literatura internacional se ha basado, hasta ahora, en el supuesto Kakwani para medir los efectos de la desigualdad sobre la pobreza; nuestros resultados muestran que asumiendo dicho método, se incurre en un serio error de cálculo.

Si admitimos que la distribución del ingreso en México sigue un comportamiento cercano a Log-normal, en cambio, podremos realizar una mejor estimación de la magnitud en que los cambios en la desigualdad afectan verdaderamente a los pobres. Ésta también es una de nuestras conclusiones preliminares y de nuestro aporte a la investigación de frontera en materia de la relación desigualdad-pobreza.

De manera inequívoca, las regresiones de las elasticidades-desigualdad (medida ahora con el índice de Theil) por el método Log-normal presentaron los resultados más adecuados. Los respectivos intervalos de 95% de confianza contienen el valor de 1, tanto en el cuadro 3 como en el 4. Los valores de los coeficientes de determinación (R^2) de las regresiones fueron siempre mayores que los valores obtenidos por los otros dos métodos. Para la línea de pobreza de un salario mínimo por persona, estos valores fueron de 0.8067 en la regresión de la proporción de pobres, 0.8414 en el índice de insuficiencia de ingresos y 0.7874 en el índice de pobreza FGT. Para la línea de pobreza de medio salario mínimo, los valores fueron de 0.7011, 0.6573 y 0.5408, respectivamente. Parte significativa del *componente-distribución* de los cambios observados en las medidas de pobreza para la línea de medio salario mínimo, permaneció sin ser explicada por el modelo, principalmente para la medida FGT.

Con base en estos resultados, podemos afirmar que las elasticidades-desigualdad (cuando se utiliza el índice de Theil como medida de desigualdad) por el método Log-normal fueron más satisfactorias cuando la línea de pobreza es más realista (de un salario mínimo de 1980 por persona), lo que es más congruente con todos los estudios llevados a cabo sobre la magnitud y cambios de la pobreza en México en las últimas dos décadas. De manera adicional, esto lleva a reafirmar que estudios con líneas de pobreza subestimadas contienen un mayor grado de error en la cuantificación del fenómeno.

Tomando como referencia los resultados indubitables de las regresiones en las páginas 44 y 46 de este capítulo, podemos afirmar que el poder explicativo de las elasticidades-desigualdad complementan de manera importante el poder explicativo de las elasticidades-crecimiento económico de la pobreza. Con fines de políticas públicas, ello conduce a afirmar que las políticas de crecimiento económico sólo son importantes y sólo tienen sentido si van acompañadas de políticas redistributivas del ingreso, que también afectan la pobreza.

2.4. Resultados de las regresiones de cambio total en la pobreza

Combinando los modelos de las regresiones con el componente crecimiento económico y las de componente distribución de ingreso, realizamos regresiones que buscan explicar el cambio relativo total en la pobreza para las dos líneas de pobreza, utilizando de manera conjunta la variable independiente asociada a cambios al ingreso promedio y la variable asociada a cambios en la desigualdad. Los resultados pueden ser observados en los cuadros 5 y 6.

En alguna medida, se puede decir que los resultados de estos cuadros confirman los anteriores. Las regresiones de las elasticidades-desigualdad (medida con el índice de Gini) por el método 1 (supuesto Kakwani) y por el método Log-normal presentan valores semejantes para los coeficientes de determinación (R^2). El poder explicativo de estas regresiones para la línea de pobreza de medio salario mínimo por persona fue relativamente bajo, con los valores de los coeficientes de determinación oscilando de 0.3468 a 0.5432. Sin embargo, para la línea de pobreza de un salario mínimo por persona, los valores de los coeficientes de determinación aumentan en todos los cálculos de cómo es afectada la pobreza, alcanzando valores que van de 0.6327 a 0.8914.

Los coeficientes de las elasticidades-desigualdad (medidas con el Gini) por el método 1 tienen valores considerablemente inferiores a la unidad, lo que indica que los valores de las elasticidades obtenidas a partir del supuesto Kakwani están sobreestimadas. En estos casos, los coeficientes de las regresiones de las elasticidades-desigualdad (medida con el Gini) por el método Log-normal resultaron en valores más próximos a los esperados.

CUADRO 5
Medio salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita, en todos los estados de México (1984-2005)

Variable explicatoria	Proporción de pobres			Índ. insuficiencia de ingreso			FGT con α=2		
	Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza	
$\varepsilon[\theta\mu]$*$\Delta\ln\mu$ [1]	0.71343	0.53168	0.89517	0.80524	0.62467	0.98580	0.79211	0.56488	1.01935
	(7.69)			(8.74)			(6.83)		
$\varepsilon[\theta G]$*$\Delta\ln G$ [1]	0.38919	0.27811	0.50026	0.32739	0.26080	0.39398	0.26099	0.19561	0.32638
	(6.87)			(9.64)			(7.82)		
R^2	0.482			0.4859			0.3947		
$\varepsilon[\theta\mu]$*$\Delta\ln\mu$ [2]	0.93996	0.70627	1.17364	0.84013	0.61574	1.06452	0.77064	0.47954	1.06175
	(7.88)			(7.34)			(5.19)		
$\varepsilon[\theta G]$*$\Delta\ln G$ [2]	0.89677	0.67966	1.11387	0.71796	0.55596	0.87997	0.64869	0.45884	0.83855
	(8.10)			(8.69)			(6.70)		
R^2	0.5432			0.4794			0.3468		
$\varepsilon[\theta\mu]$*$\Delta\ln\mu$ [3]	1.03738	0.85364	1.22112	0.94306	0.77349	1.11263	0.89514	0.65913	1.13114
	(11.07)			(10.90)			(7.43)		
$\varepsilon[\theta L]$*$\Delta\ln L$ [3]	1.04851	0.85576	1.24125	0.88048	0.74547	1.01548	0.84563	0.67851	1.01276
	(10.66)			(12.78)			(9.92)		
R^2	0.7047			0.6729			0.5485		

[1] Elasticidad obtenida por el método 1; [2] Elasticidad obtenida por el método Log-normal; [3] Intervalo de 95% de confianza.
Todos los modelos fueron estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores.
Los valores entre paréntesis son los valores de *t*.

En una perspectiva más general, los modelos que utilizaron la elasticidad-desigualdad medida con los cambios del índice de Theil por el método Log-normal presentaron resultados más satisfactorios dentro de los modelos analizados. Sólo con excepción de la regresión para los cambios en la proporción de pobres (con una línea de un salario mínimo), los intervalos de confianza a 95% de ambos parámetros en las regresiones (con el Theil como medida de desigualdad) contienen el valor unitario y los valores de los coeficientes de determinación de las regresiones fueron mayores que los valores obtenidos por los otros dos modelos. Para esa misma línea de pobreza, el poder explicativo de las regresiones (en donde la variable explicatoria fueron los cambios en la desigualdad medida con el índice de Theil), fue relativamente alto con coeficientes de determinación (R^2) de 0.8761 para la proporción de pobres, 0.8657 para el índice de insuficiencia de ingresos y 0.7946 para el índice de pobreza FGT.[17]

17. Es importante enfatizar que estas regresiones buscan explicar las variaciones en la pobreza a partir de las variaciones en el ingreso promedio de la población y en la desigualdad con que dicho ingreso se distribuye. Si fuese realizada una regresión utilizando las medidas de pobreza como variable dependiente (y no sus variaciones) y el ingreso promedio y una medida de desigualdad como variables explicativas (y no sus variaciones), los coeficientes de determinación serían sustancialmente mayores. Como ejemplo, estimamos regresiones con las 288 observaciones en las entidades federativas de México de 1984 a 2005 de la proporción de pobres, del índice de insuficiencia de ingresos y de la medida FGT, todas calculadas con la línea de pobreza más baja (la menos realista) contra el ingreso promedio y el índice de desigualdad de Theil, poniendo tanto el dominio como el contradominio de la función en términos logarítmicos. Obtuvimos coeficientes de determinación con valores de 0.951, 0.959 y 0.946 para estas tres regresiones, respectivamente. Es decir: crecimiento económico y desigualdad, sólo si son tomadas de manera simultánea, explican todo lo que ocurre con la pobreza.

Podemos concluir, por una parte, que cuando utilizamos la medida de desigualdad de Theil con una línea de pobreza más realista (un salario mínimo por persona), las elasticidades son capaces de explicar razonablemente bien los cambios observados en la pobreza (ya sea que se le mida por la proporción de pobres, por la insuficiencia de ingresos o bien con el FGT). Por otro lado, se verifica en los cuadros 5 y 6 que los cambios en la pobreza sólo pueden ser entendidos si tomamos en cuenta tanto la dinámica económica como los cambios que operan en el patrón distributivo de los ingresos. Así, los cálculos estadísticos hasta aquí realizados conducen a una conclusión muy relevante: las acciones de política pública que pretendan revertir la pobreza deben tomar en cuenta que no basta reactivar el ciclo económico, es necesario operar cambios significativos en la distribución del ingreso. Los coeficientes de las regresiones así lo muestran.

CUADRO 6
Un salario mínimo de 1980 de ingreso familiar per cápita, en todos los estados de México (1984 a 2005)

Variable explicatoria	Proporción de pobres			Índ. insuficiencia de ingreso			FGT con α=2		
	Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza		Coef.	Intervalo de confianza	
$\varepsilon[\theta\mu]*\Delta\ln\mu$ [1]	0.92062	0.78970	1.05154	0.86859	0.74780	0.98939	0.84611	0.70520	0.98703
	(13.78)			(14.09)			(11.77)		
$\varepsilon[\theta G]*\Delta\ln G$ [1]	1.00609	0.80761	1.20457	0.60740	0.50252	0.71228	0.45538	0.36937	0.54139
	(9.93)			(11.35)			(10.38)		
R^2	0.8052			0.7473			0.6564		
$\varepsilon[\theta\mu]*\Delta\ln\mu$ [2]	1.08810	0.99426	1.18194	0.94775	0.80581	1.08970	0.89930	0.72075	1.07785
	(22.73)			(13.09)			(9.87)		
$\varepsilon[\theta G]*\Delta\ln G$ [2]	1.13347	0.99749	1.26944	0.92323	0.77088	1.07559	0.82847	0.67058	0.98635
	(16.34)			(11.88)			(10.28)		
R^2	0.8914			0.7517			0.6327		
$\varepsilon[\theta\mu]*\Delta\ln\mu$ [3]	1.11965	1.01960	1.21971	1.00965	0.90875	1.11055	0.97770	0.85028	1.10511
	(21.93)			(19.61)			(15.04)		
$\varepsilon[\theta L]*\Delta\ln L$ [3]	1.08888	0.94236	1.23541	1.01438	0.89224	1.13653	0.96035	0.83259	1.08812
	(14.57)			(16.28)			(14.73)		
R^2	0.8761			0.8657			0.7946		

[1] Elasticidad obtenida por el método 1; [2] Elasticidad obtenida por el método Log-normal; [3] Intervalo de 95% de confianza.
Todos los modelos fueron estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores.
Los valores entre paréntesis son los valores de *t*.

3. EFECTOS DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO Y DE LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO SOBRE LA POBREZA

3.1. Determinantes de los cambios en la pobreza

El objetivo de este capítulo es explorar con más detalle cómo el crecimiento económico, entendido como la tasa de crecimiento del ingreso promedio de la población, y los cambios en la desigualdad afectan los niveles de pobreza. En el capítulo anterior, por medio del análisis de regresión, concluimos que los modelos de las elasticidades de la desigualdad (medida con el índice de Theil) por el método Log-normal son capaces de explicar razonablemente bien los cambios observados en los niveles de pobreza para una línea de pobreza de un salario mínimo de 1980 por persona (ya sea que la pobreza se mida con la proporción de pobres, el índice de insuficiencia de ingreso o bien el índice FGT de pobreza) en las 32 entidades de la federación de México de 1984 a 2005.[18]

Con base en los resultados de las regresiones de las elasticidades, argumentamos a favor del uso en estudios empíricos de las elasticidades-crecimiento y de las elasticidades-desigualdad por el método Log-normal para las medidas de pobreza analizadas, lo que ahora nos permite seguir utilizando estas elasticidades en el análisis de las relación entre crecimiento económico, desigualdad en la distribución del ingreso y pobreza. Concentraremos nuestro análisis en la medida de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke, en virtud de que la literatura especializada ha demostrado que es con mucho una medida de pobreza superior a todas las demás debido a tres virtudes: a) en su cálculo considera tanto la magnitud (cuántos pobres) como la intensidad (qué tan pobres) de la pobreza; b) en su cálculo se toma en cuenta el grado de desigualdad que existe entre los pobres, y c) es una medida aditivamente separable.

Partimos del principio de que la pobreza, el ingreso promedio y la desigualdad son aspectos interrelacionados en una supuesta distribución del ingreso. Por lo

18. Los parámetros de las regresiones con el índice de Theil para la línea de pobreza de un salario mínimo de 1980 por persona presentaron valores estadísticamente distintos a la unidad y los modelos presentaron un valor explicativo relativamente alto con coeficientes de determinación de 0.8761 en la regresión de la proporción de pobres, 0.8657 en la del índice de insuficiencia de ingresos y 0.7964 en la del índice de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke.

tanto, para comprender los determinantes de los cambios en la pobreza debemos considerar no sólo las propiedades de la distribución del ingreso inicial –niveles previos de ingreso promedio y de la desigualdad en la distribución del ingreso–, sino también evaluar por separado los efectos sobre la pobreza de las variaciones en el ingreso promedio y de los cambios en la desigualdad. Como hemos expuesto, las modificaciones relativas en la pobreza θ pueden ser descompuestas en dos términos que consideran explícitamente las elasticidades parciales:

$$d\ln\theta = \varepsilon[\theta|\mu]d\ln\mu + \varepsilon[\theta|S]d\ln S \qquad (4.11)$$

donde μ es el ingreso promedio de la población y S la medida de desigualdad. Tenemos entonces dos factores determinantes de las variaciones en la pobreza: 1) magnitud de la tasa de crecimiento del ingreso promedio de la población y 2) cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso. La magnitud en la cual cada uno de esos factores altera la pobreza, a su vez, es expresada por la magnitud de la respectiva elasticidad. En esta sección vamos a demostrar que, de acuerdo con las elasticidades por el método Log-normal, aumentos en el ingreso promedio y reducciones en la desigualdad (medida con el índice L de Theil) determinan reducciones en la pobreza medida por el índice de Foster, Greer y Thorbecke. Esto es, el signo de la elasticidad en relación con el ingreso promedio es siempre negativo y el signo de la elasticidad en relación con la desigualdad es siempre positivo para la pobreza.

Para esta demostración, tomemos la fórmula general del grupo de medidas de FGT:

$$\varphi(\alpha) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} f(x)dx \qquad (4.1.2)$$

Con base en:

$$\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}=\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}-\frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}$$

podemos hacer:

$$\varphi(\alpha)=\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}f(x)dx-\int_0^z\frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}f(x)dx$$

y, consecuentemente, tenemos que:

$$\varphi(\alpha-1)-\varphi(\alpha)=\int_0^z\frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}f(x)dx\rangle 0 \quad \text{para todo } \alpha>0 \qquad (4.13)$$

ya que el término a la derecha de la igualdad es siempre positivo.[19] En otras palabras, la medida de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke $\varphi(\alpha)$ es una función monotónicamente decreciente del parámetro α : $\varphi(\alpha-1)>\varphi(\alpha)$ para todo $\alpha>0$.

De manera análoga, se puede demostrar fácilmente que:

$$\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}=\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}-\frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}+\frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}$$

que sustituyéndola en la fórmula general del grupo de medidas FGT en (4.1.2) nos da:

$$\varphi(\alpha)=\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}f(x)dx-\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}f(x)dx+\int_0^z\frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}f(x)dx\,;$$

$$\varphi(\alpha)=\varphi(\alpha-1)-\int_0^z\frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}f(x)dx+\int_0^z\frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}f(x)dx$$

19. Aquí no estamos considerando el caso límite en que no hay pobres y todos los términos de esta fórmula son nulos.

Y recurriendo a (4.1.3) también podemos hacer:

$$\varphi(\alpha-2)-\varphi(\alpha-1)=\int_0^z \frac{x}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx$$

Por lo que tenemos entonces que:

$$\varphi(\alpha)=\varphi(\alpha-1)-\varphi(\alpha-2)+\varphi(\alpha-1)+\int_0^z \frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx\,;$$

$$\varphi(\alpha-2)-2\varphi(\alpha-1)+\varphi(\alpha)=\int_0^z \frac{x^2}{z^2}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx\rangle 0$$

para todo $\alpha > 1$ (4.1.4)

pues el término que se encuentra a la derecha de la igualdad es siempre positivo. En otras palabras, la medida de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke $\varphi(\alpha)$ es una función estrictamente convexa del parámetro a : $\varphi(\alpha - 1) > \varphi(\alpha)$ y $\varphi(\alpha - 2)$ - $\varphi(\alpha$-1) > $\varphi(\alpha - 1) - \varphi(\alpha)$ para todo $\alpha > 1$

Si recordamos las fórmulas de la elasticidad de la pobreza medida con el índice FGT en relación con el ingreso promedio y de la elasticidad de la pobreza medida con el índice FGT en relación con el índice L de Theil por el método Log-normal, podemos afirmar que:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu]=-\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}[\varphi(\alpha-1)-\varphi(\alpha)] \ \langle\ 0 \text{ para todo } \alpha > 0 \tag{4.1.5}$$

y

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)L]=\alpha(\alpha-1)\frac{L}{\varphi(\alpha)}[\varphi(\alpha-2)-2\varphi(\alpha-1)+\varphi(\alpha)] \ \rangle\ 0 \text{ para todo } \alpha > 1 \tag{4.1.6}$$

A partir de (4.1.3) y (4.1.4) y observando que α, $\varphi(\alpha)$ y L son siempre positivos, el signo de la fórmula general de la elasticidad del grupo de medidas de pobreza de FGT con $\alpha > 0$ en relación con el ingreso promedio es siempre negativo, de modo que aumentos en el ingreso promedio (suponiendo que la desigualdad permanece constante) provocan reducciones en la pobreza. El problema en la práctica es que la desigualdad nunca permanece constante y, en el caso de México, siempre ha ido en aumento. El signo de la fórmula general de la elasticidad del grupo de medidas de pobreza de FGT con $\alpha > 1$ en relación con el índice de desigualdad L de Theil es siempre positivo, en tanto que aumentos en el L de Theil (suponiendo que el ingreso promedio de la población permanece constante) provocan incrementos en la pobreza. El problema de la magnitud actual de la pobreza en México tiene que ver con estos resultados: las crisis económicas de 1982-1988 y de los años posteriores a 1995 provocaron las dos situaciones adversas para los pobres: una disminución general del ingreso promedio de la población (especialmente para los más pobres) y, de manera simultánea, aumentos significativos en el grado de concentración de los activos y la renta, que llevaron a incrementos en la desigualdad, todo lo cual condujo a una elevación expresiva del número y proporción de pobres (la proporción de pobres pasó de 38.7% de la población en 1984 a 73.1% en 2005).

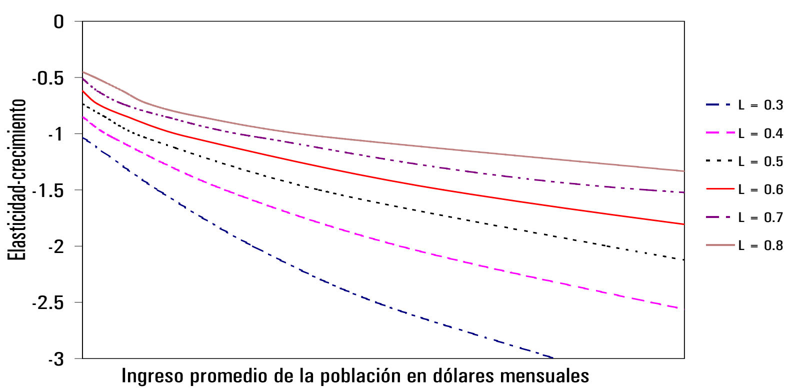
3.2. Condiciones iniciales y magnitud de las elasticidades

En esta sección vamos a explorar las relaciones que hay entre la magnitud del valor absoluto de las elasticidades y las propiedades de la distribución del ingreso inicial, a saber: niveles previos de ingreso promedio de la población y de la desigualdad en la distribución del ingreso. En otras palabras, aquí podremos observar de manera formal cómo el ingreso promedio de la población y el patrón distributivo del ingreso se complementan y provocan efectos combinados sobre los niveles de pobreza. En la gráfica 3 presentamos las curvas de las elasticidades de la pobreza (medida con el índice FGT) en relación con el ingreso promedio por el método Log-normal, calculada para una línea de pobreza de un salario mínimo por persona. La gráfica muestra cómo la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza varía en función del ingreso promedio para seis valores de desigualdad (medida con el índice L de Theil): $L = 0.3$, $L = 0.4$, $L = 0.5$, $L = 0.6$, $L = 0.7$ y $L = 0.8$.[20]

20. El procedimiento adoptado para construir las curvas de las elasticidades-crecimiento de la pobreza en la gráfica 3 fue el siguiente: a) a partir del valor del nivel de desigualdad (L de Theil), utilizando la relación (2.4.6) se determina b; b) a continuación, conociendo la línea de pobreza z y el valor de b, se obtienen los valores de las elasticidades-crecimiento de la pobreza en función del ingreso promedio mediante la fórmula (2.5.8). Un procedimiento análogo fue utilizado para construir las curvas de las elasticidades-desigualdad de la gráfica 4 a partir de la fórmula (2.6.5).

En la gráfica 3 podemos observar diferentes curvas que muestran el comportamiento de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza dependiendo del grado de desigualdad con que se distribuye el ingreso (*L* muestra la desigualdad de Theil). Las curvas de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza presentan siempre valores negativos y decrecientes en función del ingreso promedio. Es decir, observamos que el valor absoluto de esa elasticidad crece en función del ingreso promedio. Al comparar las inclinaciones de las curvas con diferentes niveles de desigualdad, verificamos que el crecimiento del valor absoluto de la elasticidad en función del ingreso promedio de la población es más rápido cuando el nivel de desigualdad es menor: por tanto, mientras menos desigualdad haya en la distribución del ingreso, mayor será el efecto que el crecimiento económico

GRÁFICA 3



tendrá para disminuir la pobreza. De manera análoga, niveles elevados de desigualdad impedirán que el crecimiento económico tenga efectos significativos sobre la reducción de la pobreza. Para ejemplificar, veamos que cuando el ingreso promedio es de 80 dólares per cápita al mes, el valor absoluto de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza será de 0.489 si la desigualdad (medida por el Theil) es de 0.8; pero esa elasticidad será mucho mayor, de 0.912, si la desigualdad (medida por el índice *L* de Theil) es de 0.3. Si el ingreso promedio de la población aumenta de 80 a 275 dólares, entonces el valor de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza será de 0.904 (en lugar de 0.489), con un nivel de desigualdad de 0.8. Es decir, al mantener la desigualdad constante, se requieren esfuerzos mucho mayores de crecimiento económico para reducir la pobreza. Siguiendo con el ejemplo, podemos ver que si el ingreso promedio aumenta de 80 a 275 dólares per cápita al mes y la desigualdad disminuye a 0.3, entonces la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza ¡será de 2.06! Ello significa que el crecimiento económico y las reducciones significativas de la desigualdad en la distribución del ingreso se potencian para llevar a bajas drásticas de los niveles de pobreza.

Para un mismo cambio relativo en el ingreso promedio, el aumento en el valor absoluto de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza es mayor en la curva de menor nivel de desigualdad, que en una con mayor nivel de inequidad.

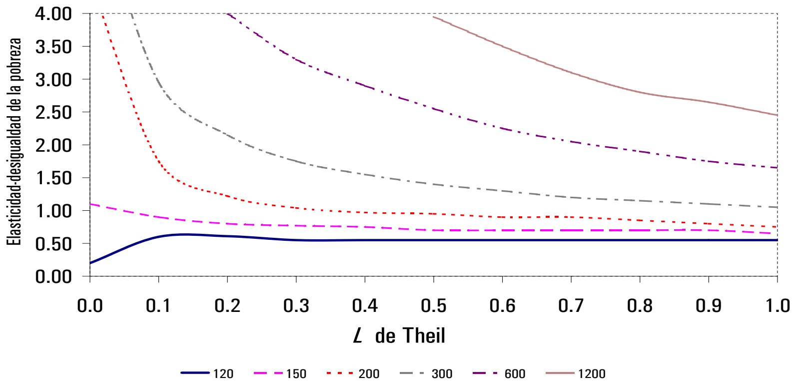
Sinteticemos: si dejamos constante el ingreso promedio poblacional, podemos analizar la relación entre el nivel inicial de desigualdad y el valor absoluto de la elasticidad por medio de los desplazamientos entre las curvas de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza, con distintos niveles de desigualdad en la gráfica 3. Observamos que, en la medida en que nos movemos de una curva con mayor nivel de desigualdad hacia otra con menor grado de inequidad, el valor absoluto de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza aumenta. Por ejemplo, cuando el ingreso promedio de la población es de 575 dólares y la desigualdad es de 0.3 (Theil), entonces el valor absoluto de la elasticidad es de 2.96. Es decir, un bajo nivel de desigualdad conduce a un efecto elevado del crecimiento económico para reducir la pobreza. Sin embargo, cuando la desigualdad crece y asume valores de 0.8 o de 0.7 para el mismo ingreso promedio de 575, las elasticidades son apenas de 1.21 y 1.373, respectivamente; nuevamente, concluimos que elevados niveles de desigualdad se traducen en efectos muy limitados del crecimiento económico sobre la pobreza.

Con base en estas relaciones entre el valor absoluto de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza y las propiedades de la distribución del ingreso, observamos que la sensibilidad de la pobreza en relación con el crecimiento económico depende directamente de los niveles de desigualdad en la distribución del ingreso. Cuanto menor sea el nivel del ingreso promedio de la población y mayor sea el de desigualdad en la distribución del ingreso, menor será la magnitud del efecto del crecimiento económico sobre la pobreza. En términos dinámicos, podemos afirmar que el crecimiento económico persistente sólo con reducciones significativas en la desigualdad tornan más sensible la pobreza en relación con el ingreso promedio.

En la gráfica 3 esta trayectoria de crecimiento económico con reducción de la desigualdad puede observarse por medio de desplazamientos desde puntos en las curvas de elasticidad más altas y con bajo ingreso promedio, hacia puntos en las curvas más bajas y con ingreso promedio más alto. En estos puntos las elasticidades y, por lo tanto, el efecto del crecimiento económico es más favorable para la reducción de la pobreza. Un aspecto adicional que debe ser considerado es el hecho de que, para altos niveles de desigualdad, aunque el ingreso promedio sea relativamente alto, la curva de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza presenta un valor absoluto muy bajo. La implicación obvia es que en condiciones de alta desigualdad en la distribución del ingreso, como es el caso de la realidad mexicana en casi todos los estados del país, los efectos dinámicos del crecimiento económico para reducir la pobreza siempre serán muy pequeños.

Se puede realizar un análisis similar sobre las relaciones que hay entre la magnitud del valor absoluto de la elasticidad-desigualdad en la distribución del ingreso de la pobreza y los niveles previos de ingreso promedio de la población. Las curvas de las elasticidades-desigualdad (medida por el índice de Theil) de la pobreza (medida por el índice de Foster, Greer y Thorbecke) por el método Log-normal, calculadas con la misma línea de pobreza, pueden ser visualizadas en la gráfica 4. Podemos observar cómo esa elasticidad varía en función de la desigualdad para seis niveles de ingreso promedio de la población (en dólares: m = 120, m = 150, m = 200, m = 300, m = 600 y m = 1200). En esta gráfica limitamos los valores del índice de desigualdad de Theil al intervalo 0 a 1.

GRÁFICA 4



El desplazamiento a lo largo de una misma curva de la elasticidad-desigualdad de la pobreza nos permite analizar la relación que hay entre el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso y su correspondiente elasticidad (manteniendo constante el ingreso promedio de la población). Verificamos que el valor de la elasticidad de la pobreza en función de las modificaciones en la desigualdad (con el índice de Theil) es siempre positivo y no necesariamente aumenta con la reducción de la desigualdad; ello depende del ingreso promedio que tenga la población. También podemos observar en la gráfica 4 que el desplazamiento de una curva con menor ingreso promedio hacia otra con ingreso promedio mayor implicará un aumento en la elasticidad-desigualdad. Por ejemplo, con una baja desigualdad de 0.2 y valores de ingreso promedio de 120, 150 y 300 dólares, los valores de la elasticidad serán de 0.560, 0.799 y 2.034, respectivamente. Esto es, a medida que el ingreso promedio es mayor, mayor será el efecto que un cambio en la desigualdad tendrá para disminuir la pobreza.

A partir de las relaciones que hay entre el valor de la elasticidad-desigualdad de la pobreza y los niveles de ingreso promedio y desigualdad en la distribución del ingreso, podemos constatar que la magnitud del efecto de un cambio en la desigualdad sobre la pobreza será tanto mayor cuanto mayor sea el nivel de ingreso promedio y menor el nivel de desigualdad. Además de esto, una trayectoria temporal que combine crecimiento económico y reducción en la desigualdad torna a la pobreza cada vez más sensible en relación con los cambios en la desigualdad, lo cual determina que, para una tasa de cambio de ésta, la reducción de la pobreza ocurre a una tasa creciente. Por lo tanto, las políticas redistributivas serán más efectivas cuando vayan acompañadas de mayor dinamismo económico. En términos de la gráfica 4, esta trayectoria temporal es ilustrada por desplazamientos desde puntos en las curvas de la elasticidad-desigualdad más bajas y de alta desigualdad, hacia puntos en las curvas más altas y con menor desigualdad, las cuales tienen valores muy elevados para las elasticidades.

3.3. Comparando el supuesto Log-normal y el supuesto Kakwani

Como mencionamos en el capítulo metodológico de esta investigación, la suposición de patrones distintos de cambio en la curva de Lorenz implica que las fórmulas de las elasticidades-desigualdad de la pobreza bajo el supuesto Log-normal difiere de las fórmulas derivadas a partir del supuesto Kakwani.

Si se multiplica la fórmula general de la elasticidad de la pobreza en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos presentada en (2.6.4) por la relación (2.6.7), obtenemos que la elasticidad de la pobreza (medida por el índice FGT) en relación con el índice de Gini bajo el supuesto Log-normal es:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha|G)] = \alpha(\alpha-1)\frac{\beta}{\varphi(\alpha)}\frac{G}{\sqrt{2}\left(\beta/\sqrt{2}\right)}[\varphi(\alpha-2)-2\varphi(\alpha-1)+\varphi(\alpha)] > 0$$

para $\alpha > 1$

siendo φ la función de densidad de probabilidad de la distribución normal reducida. Esta fórmula es positiva, pues α, β, $\varphi(a)$, G y $\varphi\left(\beta/\sqrt{2}\right)$ son siempre positivos

y, de acuerdo con (4.1.4), el término entre corchetes también es positivo. Bajo el supuesto Log-normal, las reducciones en el índice de Gini siempre conducirán a reducciones en la pobreza.

Recordando la expresión (2.3.10), la elasticidad de la pobreza (medida con el índice FGT) en relación con el índice de Gini bajo el supuesto Kakwani es:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha|G)] = \varepsilon[\varphi(\alpha|G)] + \alpha \frac{\mu}{z} \frac{\varphi(\alpha-1)}{\varphi(\alpha)}$$

El segundo término de esta expresión siempre es positivo y, recordando (4.1.5), podemos afirmar que el primer término es negativo. Por lo tanto, para satisfacer el requisito de que reducciones en la desigualdad conduzcan a dosminuciones en la pobreza, la magnitud del segundo término debe superar el valor absoluto del primero.

Sustituyendo $\varepsilon[\varphi(\alpha|\mu)] = \frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}[\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)]$ en la expresión anterior tenemos:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha|G)] = \alpha\left(\frac{\mu - z}{z}\right)\frac{\varphi(\alpha-1)}{\varphi(\alpha)} + \alpha$$

lo que implica que el signo de la expresión de la elasticidad de la pobreza en relación con el índice de Gini bajo, el supuesto Kakwani, será siempre positivo si $\mu \geq z$; esto es, la condición suficiente para que reducciones en el índice de Gini siempre deriven en disminuciones en la pobreza, es que el valor de la línea de pobreza (z) no sea superior al ingreso promedio de la población. En contraposición a la elasticidad-desigualdad (medida con el índice de Gini), derivada del supuesto Log-normal, que es siempre positiva, la elasticidad-desigualdad (también medida con el índice de Gini) bajo el supuesto Kakwani puede asumir valores negativos para ingresos promedio inferiores a la línea de pobreza. Es ésta una seria limitación de la metodología propuesta por Kakwani y que ha sido ampliamente empleada en la literatura internacional para calcular las elasticidades-pobreza.

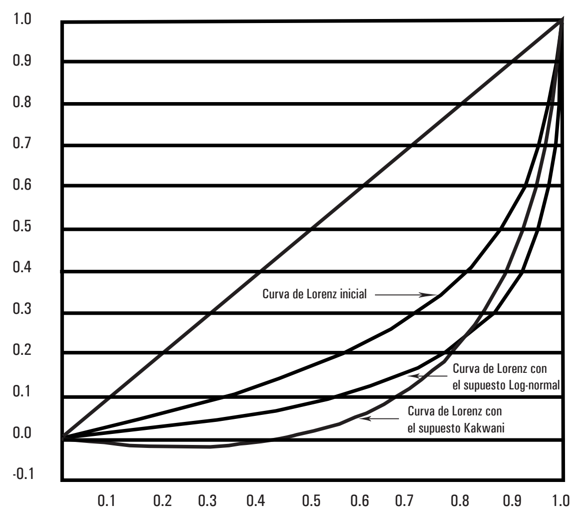
La diferencia en las fórmulas y en las condiciones de no negatividad deja claro que los efectos de cambios en la desigualdad sobre la pobreza dependen del patrón de cambio en la curva de Lorenz adoptando el supuesto Log-normal o el Kakwani. En el análisis de las interrelaciones entre crecimiento económico, desigualdad en la distribución del ingreso y pobreza, más adelante en este capítulo, recurrimos a las elasticidades-desigualdad (medidas con el índice de

Theil) de la pobreza por el método Log-normal, en oposición a las medidas con el índice de Gini derivadas por Kakwani (1990) y ampliamente difundidas en la literatura especializada. Esta opción que seleccionamos se justifica con los resultados del análisis de regresión efectuado en el capítulo anterior, en donde utilizamos modelos de las elasticidades para explicar los cambios observados en la pobreza de las 32 entidades de la Federación mexicana en el periodo 1984 a 2005. Concluimos que los modelos de las elasticidades-desigualdad de la pobreza que emplean el índice de Theil como medida de desigualdad por el método Log-normal, presentaron los resultados más satisfactorios dentro de los modelos analizados, y que los valores de las elasticidades-desigualdad de la pobreza, medida la desigualdad con el índice de Gini por el método Log-normal, estaban más cercanos a los valores esperados que las elasticidades con las mismas variables pero derivadas por el método Kakwani, que se mostraron considerablemente superestimados.

Para dar una idea de cómo el supuesto Kakwani de cambio en la desigualdad difiere del que hemos señalado como más eficiente (supuesto Log-normal) en la explicación de los cambios en la pobreza, y para observar cómo aquél puede conducir a una sobreestimación sistemática de las elasticidades-desigualdad de la pobreza, presentamos en la gráfica 5 tres curvas de Lorenz. La inicial muestra la distribución del ingreso familiar per cápita en México en el año 2005, con un valor para el índice de Gini de 0.5647. Supongamos un aumento de 25% en el índice de Gini, que pasa ahora a ser de 0.7059, y obtenemos, de acuerdo con distintos cambios en los patrones de desigualdad, dos curvas de Lorenz resultantes: la curva de Lorez bajo el supuesto Log-normal y la bajo el supuesto Kakwani. Podemos observar que la curva del supuesto Kakwani tiene ordenada negativa para $p \leq 0.3134$. En principio, el hecho de que el supuesto Kakwani pueda conducir a ingresos negativos ya es cuestionable.

Tomando como referencia la curva de Lorenz resultante del aumento en el índice de Gini, bajo el supuesto de una distribución Log-normal (muy similar a lo que los datos empíricos muestran para México) (véase Aguilar, 2000), la curva de Lorenz resultante del supuesto Kakwani es obtenida con un aumento en la desigualdad relativamente mayor en la "cola izquierda" de la distribución y menor en la "cola derecha". Sabemos que la inclinación de la curva de Lorenz es el ingreso relativo $L'(p)=\frac{x(p)}{\mu}$. Pues bien, restringiéndonos a la "cola izquierda" de la distribución del ingreso, la curva del supuesto Log-normal es siempre más inclinada que la curva del supuesto Kakwani para $p < 0.287533$ y menos inclinada para $p \geq 0.287533$.

GRÁFICA 5



Podemos concluir que el aumento de la desigualdad bajo el supuesto Log-normal determinó una menor reducción de los ingresos del 28.75% más pobre de la población que, de acuerdo con la curva de los cuantiles de la distribución del ingreso familiar per cápita en México en 2005, recibe ingresos inferiores a 325 pesos mensuales, así como una mayor reducción de los ingresos del resto de los pobres, que reciben ingresos por arriba de esos 325 pesos per cápita, que las disminuciones observadas bajo el supuesto Kakwani. Es decir, de seguir las conclusiones que emanarían del "análisis Kakwani", supondríamos que, ante un aumento en la desigualdad, los más pobres entre los pobres no pierden tanto, cuando en realidad ello es falso. Tenemos entonces que, para líneas de pobreza (de miseria) inferiores a 325 pesos por persona al mes, la disminución de la desigualdad bajo el supuesto Kakwani conduce a una elasticidad-desigualdad sobreestimada para todas las formas en que cuantifiquemos la pobreza.

Esta afirmación, aunque no puede ser generalizada para líneas de pobreza superiores a 325 pesos, sí nos muestra que el supuesto Kakwani de los efectos de la desigualdad sobre la pobreza minimiza los efectos que un cambio en el patrón distributivo tiene sobre los más pobres entre los pobres.

3.4. Consideraciones finales

Sintetizando, en este capítulo hemos analizado las elasticidades con el objetivo de indagar cómo el crecimiento económico y los cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso alteran los niveles de pobreza. Presentamos la descomposición de los cambios en la pobreza en dos factores determinantes: magnitud de la tasa de crecimiento del ingreso promedio de la población y cambios en el patrón distributivo del ingreso. La magnitud por la cual cada uno de estos factores afecta los niveles de pobreza en el país está dada por la magnitud de la elasticidad obtenida de manera empírica. En el anexo III presentamos los resultados empíricos para cada estado del país, de 1984 a 2005, de cada uno de los elementos que afectan la pobreza: componentes desigualdad y distribución.

En este capítulo, además, demostramos que para el índice de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke, el signo de la elasticidad-crecimiento de la pobreza es siempre negativo y que el signo de la elasticidad-desigualdad de la pobreza será siempre positivo; de manera que aumentos en el ingreso promedio de la población y reducciones en la desigualdad, invariablemente conducirán a reducciones en la pobreza. Pero también ilustramos que aumentos en la desigualdad pueden neutralizar con mucho los posibles efectos positivos que el crecimiento económico podrían generar sobre los niveles de pobreza. Incluso, mostramos que un crecimiento económico sustancial (que se refleja en aumentos significativos en los niveles de ingreso promedio de la población) no tiene efectos significativos para reducir la pobreza, si la desigualdad con que dicho ingreso se distribuye es muy elevada (como en el caso mexicano) y ello ocurre aun cuando la ya elevada desigualdad no se incremente más. Todo esto nos lleva a afirmar que políticas públicas que tengan como principal objetivo acelerar el dinamismo económico, logrando generar tasas elevadas de su crecimiento, tendrán muy poco efecto sobre los niveles de pobreza que hay en México, dada la elevada desigualdad en la distribución del ingreso.

Desde el punto de vista técnico, podemos decir que la magnitud del valor absoluto de las elasticidades depende de las propiedades de la distribución del ingreso. Recurriendo a las elasticidades que obtuvimos por el método Log-normal, observamos la naturaleza decreciente del valor absoluto de las elasticidades-pobreza en relación con el nivel de ingreso promedio y su naturaleza creciente en relación con el nivel de desigualdad. Observamos también la naturaleza creciente de la tasa de reducción de la pobreza en relación con una trayectoria temporal que combine crecimiento económico persistente con disminución en la desigualdad en la distribución del ingreso. Para una determinada tasa de aumento en el ingreso promedio de la población y para una tasa dada de descenso en el índice de desigualdad *L* de Theil a lo largo del tiempo, la reducción en la pobreza ocurrirá a una tasa cada vez mayor. Por lo tanto, las políticas públicas dirigidas a disminuir la pobreza deberán priorizar la inmediata disminución de la desigualdad en nuestro patrón distributivo del ingreso. La eficiencia del crecimiento económico, como palanca del descenso de la pobreza, sólo se elevará en la medida en que logremos llegar a ese umbral de niveles sustancialmente menores de inequidad.

Las relaciones delineadas en los últimos dos capítulos tornan visible la necesidad de combinar el crecimiento económico y la reducción de la desigualdad en la distribución del ingreso dentro de una estrategia eficiente de combate a la pobreza, tomando en cuenta tanto los efectos inmediatos como los efectos dinámicos de cambios en el ingreso promedio de la población y en la desigualdad sobre la reducción de la pobreza. A partir de esta constatación general (y no de dogmas como lo hacen los economistas liberales), debemos también tomar en cuenta que la magnitud de los efectos positivos del crecimiento económico y de los cambios en la desigualdad sobre la pobreza dependen de los niveles iniciales de ingreso promedio y de la inequidad presentes en cada entidad federativa. En esta investigación hemos identificado dos casos especiales en que los efectos de modificaciones en el ingreso promedio o en la desigualdad sobre la pobreza son poco efectivos. En el primer caso, se trata de entidades del país con alta desigualdad en la distribución del ingreso (como Distrito Federal, Michoacán, Tabasco, Sinaloa, Jalisco, Yucatán y Guerrero), en los cuales los efectos dinámicos del crecimiento económico sobre la pobreza serán muy reducidos. En este caso, si el objetivo es reducir la pobreza, lo ideal sería que los administradores públicos priorizaran reducir la desigualdad.

El segundo caso ocurre en estados con niveles de ingreso promedio tan bajos que una distribución menos desigual del ingreso tendrá efectos muy limitados sobre la pobreza. Se trata de estados como Campeche, Chiapas, Guerrero, Michoacán, Oaxaca y Veracruz. Puesto que en éstos el ingreso familiar per cápita es inferior al ingreso promedio nacional, los efectos de un cambio en la magnitud de la desigualdad sobre la pobreza serán extremadamente reducidos y sus efectos dinámicos sobre la elasticidad-desigualdad serán poco efectivos. Sin duda, el objetivo de reducción de la pobreza en estos estados debe priorizar el dinamismo económico regional, pero no se debe olvidar que dicho dinamismo debe ir acompañado de políticas redistributivas drásticas.

Para estos dos casos extremos de “trampa de combate a la pobreza”, las condiciones específicas de cada estado del país (que se pueden consultar en el anexo III) van a determinar cuál es la combinación más adecuada y el grado de prioridad destinado a cada una de las dos metas del desarrollo: crecimiento económico e inclusión social con menos desigualdad. En suma, una estrategia eficiente de reducción de la pobreza debe combinar crecimiento económico y reducción de la desigualdad en la distribución del ingreso, en tanto el grado de prioridad destinado a cada una de estas metas dependerá de las especificidades de los estados. Casos dramáticos son los estados de Michoacán y Guerrero, puesto que en ellos hay un rezago monumental: se trata de los estados que poseen mayor desigualdad y menor ingreso promedio poblacional.

En el capítulo siguiente vamos a analizar los resultados de las elasticidades-pobreza para todas las entidades federativas en México en el año 2005. La relación que hay entre crecimiento económico y pobreza, así como entre cambio en la desigualdad en la distribución del ingreso y la pobreza, que ya quedaron aclaradas en este capítulo, serán muy útiles en el sentido de facilitar este trabajo de aplicación empírica de las elasticidades-pobreza. Asimismo, con base en el análisis de los resultados de las elasticidades y sus implicaciones, tenemos el objetivo de formular directrices para una política eficiente de combate a la pobreza en México.

4. LÍNEAS GENERALES PARA UNA POLÍTICA DE COMBATE A LA POBREZA EN MÉXICO

4.1. Resultados de las elasticidades en los estados de la Federación de México, 2005

En el capítulo 2 evaluamos de manera técnica y cuantitativa que, cuando empleamos como medida de desigualdad en la distribución del ingreso el índice de Theil, las elasticidades son muy eficientes para explicar razonablemente bien los cambios observados en la pobreza en las 32 entidades federativas de México, de 1984 a 2005. Se trató, entonces, de una evaluación del grado de "robustez" de los modelos y las fórmulas de cálculo de las relaciones entre crecimiento económico-pobreza y desigualdad-pobreza. Esos resultados nos autorizan a utilizar las elasticidades en aplicaciones empíricas. En este capítulo profundizaremos en los resultados de las elasticidades-pobreza para cada estado del país. En la gráfica 6 se muestran, en orden creciente, los valores de las elasticidades-pobreza en relación con el ingreso promedio mensual de las personas en las entidades federativas de México en el año 2005.

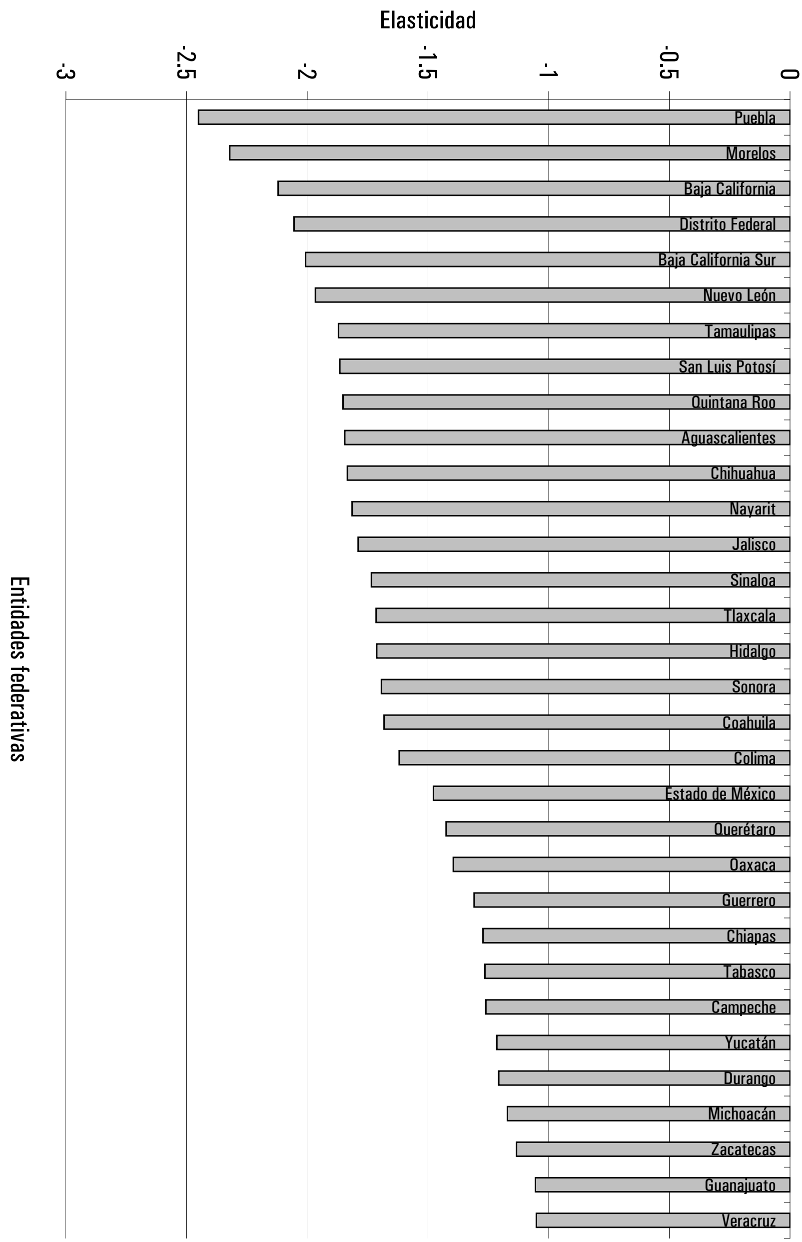
En el capítulo anterior observamos la relación creciente del valor absoluto de las elasticidades-pobreza respecto al crecimiento económico (ingreso promedio de la población) y su relación inversa con referencia a la desigualdad en la distribución del ingreso. El valor absoluto de la elasticidad será tanto mayor cuanto mayor sea el valor del ingreso promedio de la población y menor el valor de la desigualdad. La gráfica 6 confirma estos nexos para el caso mexicano. El grupo formado por las ocho entidades que tienen los mayores valores absolutos de las elasticidades-crecimiento económico de la pobreza, incluye a tres de los cuatro estados con menores valores observados en sus niveles de desigualdad (Puebla, San Luis Potosí y Baja California Sur).[21] Este grupo incluye también a cuatro de las cinco entidades con mayores valores de ingreso promedio (Nuevo León, Distrito Federal, Tamaulipas y Puebla). Los estados históricamente

21. Los valores de ingreso promedio estatal, de las medidas de desigualdad, de las medidas de pobreza y de las elasticidades-crecimiento económico y de las elasticidades-desigualdad de la pobreza para cada entidad federativa, pueden ser observados en el anexo IV.

pobres de la región sur de México (Oaxaca, Guerrero y Chiapas), a los que podemos agregar Campeche, Yucatán y Veracruz, son los que tienen las menores elasticidades-crecimiento económico; ello significa que en esos estados el crecimiento económico por sí solo tendrá efectos muy limitados para disminuir la pobreza. Los casos sorprendentes son los de los estados de Michoacán, Zacatecas y Guanajuato, que tienen elasticidades-pobreza incluso menores que los de la región sur; ¿será ésta la explicación de por qué en los últimos 15 años esos estados son los que más gente expulsan al extranjero? Lo cierto es que los resultados indican que en esos estados del país el crecimiento económico tiene muy limitados resultados para combatir la pobreza.

El Estado de México se aproxima mucho al caso especial de "trampa de combate a la pobreza", ahondado en el capítulo anterior. Si no se toman en cuenta los elevados niveles de desigualdad presentes en la entidad, se corre el riesgo de caer en dicha trampa. De acuerdo con lo explicado, la alta desigualdad en la distribución del ingreso, aun cuando el ingreso promedio es alto, determina que los efectos del crecimiento económico sobre la pobreza sean muy reducidos. El Estado de México presenta valores muy elevados tanto de ingreso promedio como de desigualdad (medida con el índice de Theil), y el valor de su elasticidad-crecimiento económico de la pobreza es muy cercano a los valores observados en estados con ingresos sustancialmente menores como, por ejemplo, el estado de Querétaro (el ingreso promedio en el Estado de México en el año 2005 fue de 2,030.98 pesos –más del doble que en Querétaro, donde fue de 989 pesos–, mientras que las elasticidades-pobreza en relación con el ingreso promedio son de 1.477 y 1.425, respectivamente). El valor absoluto de la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza en el Estado de México es tan sólo superior a la de los estados históricamente pobres del sur del país, lo que significa que en el caso del Estado de México los mayores esfuerzos deben estar concentrados en atacar la desigualdad como vía para reducir la pobreza local.

GRÁFICA 6

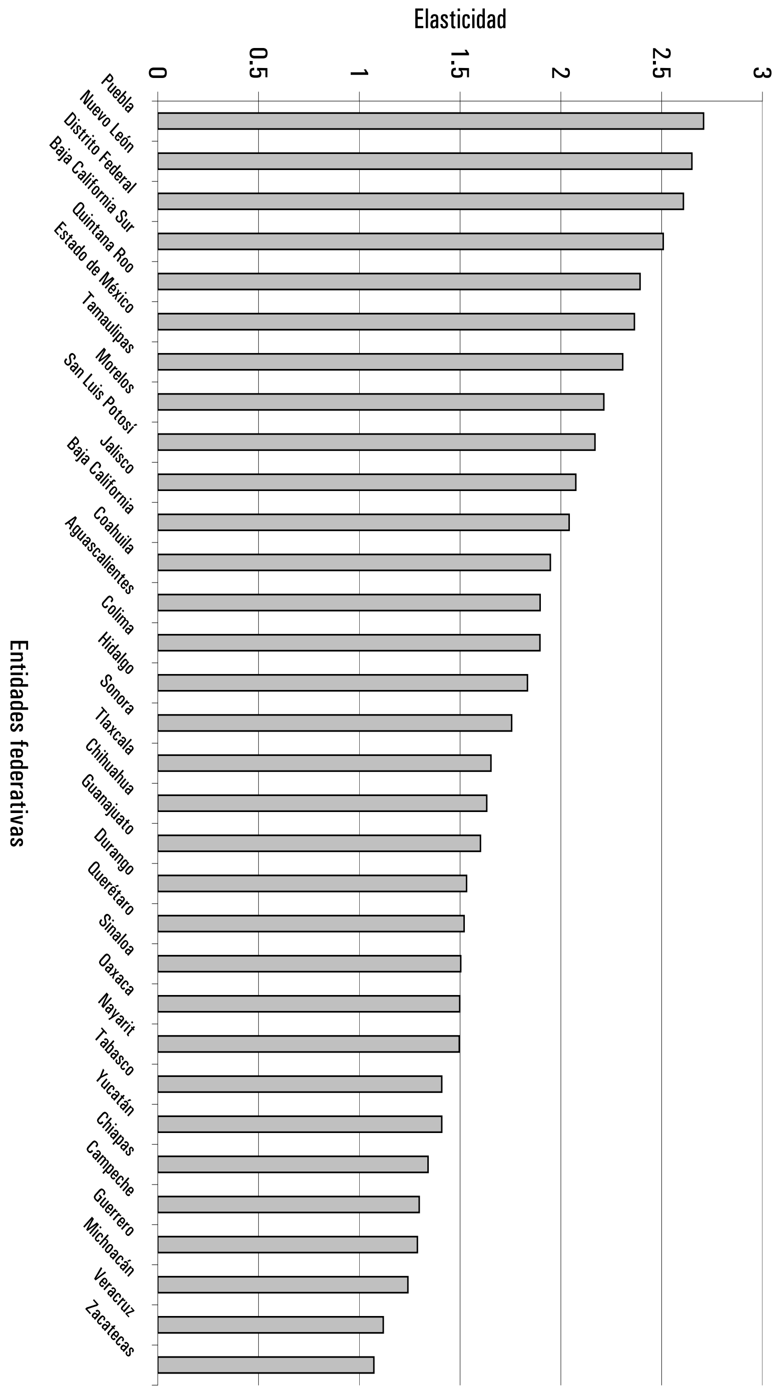

Elasticidad
-3
-2.5
-2
-1.5
-1
-0.5
0
Entidades federativas
Puebla
Morelos
Baja California
Distrito Federal
Baja California Sur
Nuevo León
Tamaulipas
San Luis Potosí
Quintana Roo
Aguascalientes
Chihuahua
Nayarit
Jalisco
Sinaloa
Tlaxcala
Hidalgo
Sonora
Coahuila
Colima
Estado de México
Querétaro
Oaxaca
Guerrero
Chiapas
Tabasco
Campeche
Yucatán
Durango
Michoacán
Zacatecas
Guanajuato
Veracruz

En todas las entidades de México las elasticidades crecimiento económico son negativas y de valor absoluto superior a la unidad. Por lo tanto, podemos afirmar que un incremento porcentual dado en el ingreso promedio, *si la desigualdad en la distribución del ingreso se mantiene constante*, provoca una reducción proporcionalmente mayor en la pobreza. Es decir, de manera global, en México la pobreza es elástica en relación con el ingreso promedio. Sin embargo, como veremos a continuación, la desigualdad tiene un efecto contrario y, por ello, este efecto de la tasa de crecimiento económico sobre la pobreza se ha visto neutralizado en los años recientes. Por otro lado, ese efecto es diferenciado en cada estado del país, dependiendo de las respectivas elasticidades estatales de la pobreza; de manera que para una tasa de crecimiento económico dada, la reducción proporcional en la pobreza será inferior para los estados de la región sur de México (Oaxaca, Guerrero y Chiapas) y para los estados de Tabasco, Campeche, Yucatán, Michoacán, Zacatecas, Guanajuato y Veracruz; mientras que el efecto de la misma tasa de crecimiento en la economía sobre la pobreza es mayor en estados como Puebla, Distrito Federal o Nuevo León.

También mostramos, en orden descendente, los valores de las elasticidades-desigualdad en la distribución del ingreso de la pobreza para todos los estados del país y el Distrito Federal en el año 2005.

En la gráfica 7 se puede observar que entre las siete entidades federativas con mayores elasticidades-desigualdad de la pobreza se encuentran cuatro de los estados con mayores valores de ingreso promedio (Baja California Sur, Nuevo León, Distrito Federal y Tamaulipas). De la misma manera que en el caso anterior, las elasticidades-desigualdad de los estados del sur (Oaxaca, Guerrero y Chiapas), de la península de Yucatán (con excepción de Quintana Roo), Michoacán, Zacatecas y Veracruz tienen los menores valores absolutos. Como un todo, las elasticidades-desigualdad de la pobreza tuvieron siempre valores positivos y superiores a la unidad (lo que significa que por cada punto porcentual en que se reduzca la desigualdad, el resultado será de más de un punto porcentual en la reducción de la pobreza). Para 10 estados del país la reducción de 1% en la desigualdad se traduciría inmediatamente en una reducción de más de 2% de la pobreza, una relación de1 a 2. De igual modo, para 24 estados del país la reducción de la pobreza, como resultado de una disminución de 1% en la desigualdad, sería de 1.5% o más, ¡una relación de al menos 1 a 1.5!

GRÁFICA 7


Elasticidad
0
0.5
1
1.5
2
2.5
3
Entidades federativas
Puebla
Nuevo León
Distrito Federal
Baja California Sur
Quintana Roo
Estado de México
Tamaulipas
Morelos
San Luis Potosí
Jalisco
Baja California
Coahuila
Aguascalientes
Colima
Hidalgo
Sonora
Tlaxcala
Chihuahua
Guanajuato
Durango
Querétaro
Sinaloa
Oaxaca
Nayarit
Tabasco
Yucatán
Chiapas
Campeche
Guerrero
Michoacán
Veracruz
Zacatecas

Tenemos, entonces, que una determinada reducción relativa de la desigualdad en la distribución de los ingresos (medida por el índice *L* de Theil), implicaría una disminución proporcionalmente mayor de la pobreza; es decir, que en México, la pobreza es elástica en relación con la desigualdad. Como hemos visto, la magnitud de esta reducción relativa de la pobreza, a su vez, será diferenciada entre los estados del país. Para ejemplificar, mientras que 1% de reducción de la desigualdad en el estado de Puebla conduce a una disminución de 2.71% de la pobreza estatal, en Veracruz el mismo cambio en la desigualdad estatal de los ingresos conduce a una disminución de sólo 1.12% de la pobreza local.

4.2. Líneas generales para una estrategia eficiente de combate a la pobreza en México

Basándonos en los resultados cuantitativos de la relación crecimiento económico-pobreza y desigualdad-pobreza en México en el año 2005, expuestos en la sección anterior, podemos definir algunas directrices para una estrategia eficiente de combate a la pobreza. En primer lugar, el hecho de que la pobreza sea elástica con relación al ingreso promedio de la población y en relación con la desigualdad en todos los estados y en el Distrito Federal, sugiere que una estrategia eficiente de reducción de la pobreza en México debe combinar políticas que incentiven el crecimiento y políticas redistributivas del ingreso. En términos de objetivos inmediatos de reducción de la pobreza, las elasticidades en 2005 obtenidas en este trabajo implican que una reducción de 1% en la desigualdad en la distribución del ingreso, combinada con un aumento de 1% en el ingreso promedio de la población, que ocurra de manera simultánea en todas las entidades del país, conduciría a un descenso de cerca de 3.1% en la pobreza para todo México (los efectos de reducción de 1% en el índice de desigualdad de Theil y de crecimiento de 1% en el ingreso promedio sobre la pobreza agregada son cercanos a 1.65 y 1.45%, respectivamente).[22] El cambio relativo en la pobreza es más de tres veces mayor que

22. Recordando que el índice de pobreza FGT es aditivamente separable, obtuvimos el nivel de pobreza agregada resultante de un aumento de 1% en el ingreso promedio y de una reducción de 1% en el índice de desigualdad L de Theil en todos los estados del país, tomando el promedio de ingreso, ponderado por la participación de la población de cada estado en el total nacional, de la pobreza en cada estado resultante del aumento en 1% en el ingreso promedio y de la reducción de 1% en la desigualdad, de acuerdo con las respectivas elasticidades.

el valor absoluto de los cambios relativos en el ingreso promedio de la población y en la desigualdad.

Este argumento puede ser extendido en términos de una trayectoria temporal de reducción de la pobreza. En el capítulo anterior observamos que hay una relación creciente entre la tasa de reducción de la pobreza y una trayectoria temporal que combine crecimiento persistente en el ingreso promedio de la población con disminución de la desigualdad en la distribución del ingreso. Pues bien, la reducción de la desigualdad y el aumento en el ingreso promedio actual de la población implican un mayor valor absoluto de las elasticidades (efectos) en el futuro y, por lo tanto, una mayor sensibilidad de la pobreza a cambios en el ingreso promedio y en la desigualdad. Una forma de verificar esta afirmación es suponer una determinada trayectoria de cambio en el ingreso promedio y de la desigualdad a mediano plazo, lo que nos permite obtener una proyección para los valores de las elasticidades en el futuro. Para ejemplificar, vamos a suponer los siguientes cambios: una tasa de crecimiento constante de 1% al año para el ingreso promedio y una tasa negativa de 1% para la desigualdad en un periodo de 10 años consecutivos. Especificada la trayectoria de cambio en el ingreso promedio y en la desigualdad y dados los niveles previos de esas dos variables en México en 2005, podemos obtener proyecciones de las elasticidades-pobreza con relación al ingreso promedio y las asociadas con el índice de desigualdad de Theil por el método Log-normal hacia el año 2015.[23]

De acuerdo con los valores de estas proyecciones de las elasticidades hacia el año 2015, una reducción de 1% de la desigualdad en la distribución del ingreso (medida con el índice de Theil), combinada con un aumento de 1% en el ingreso promedio en todos los estados, conduce a un descenso de 3.5% en la pobreza total del país (el efecto de la disminución de la desigualdad sobre la proyección de la pobreza en 2015 es de 1.86% y el efecto del aumento del

23. En el anexo IV se pueden observar los valores de las proyecciones de las elasticidades por el método Log-normal en todos los estados del país hacia el año 2015, suponiendo tasas constantes anuales de crecimiento del ingreso promedio de 1% y de reducción de la desigualdad de 1% por un periodo de 10 años consecutivos. El procedimiento adoptado para obtener esas proyecciones fue el siguiente: 1. Dada una trayectoria de cambios en el ingreso de la población y en la desigualdad, calculamos los valores de ingreso promedio y del índice de Theil mediante la relación (2.6.6), de la desviación estándar del logaritmo de los ingresos cada año; 2. Las proyecciones de las elasticidades podemos obtenerlas con la sustitución de esos valores en las fórmulas (2.5.8) y (2.6.5), siendo que esta última debe ser multiplicada por la relación (2.6.6). Por simplicidad, para obtener el efecto agregado de los cambios en la pobreza a partir de las proyecciones de las elasticidades en 2015, supusimos que las participaciones de la población de cada estado en la población total de México permanecerán constantes.

ingreso promedio de la población es de 1.64%). Para una determinada tasa de aumento en el ingreso promedio y de reducción de la desigualdad a lo largo del tiempo (que en este caso es de 1% para ambas), la reducción de la pobreza se presentaría a tasas cada vez mayores, ¡pasando de 3.1 en el año 2005 a 3.5% en el 2015!

Estas condiciones sobre los efectos dinámicos del crecimiento económico y de la reducción de la desigualdad sobre las elasticidades, benéficos en el sentido de promover una creciente sensibilidad de la pobreza ante esos cambios económicos estructurales, se agregan a la justificación de la necesidad de combinar políticas de crecimiento y políticas redistributivas dentro de una estrategia eficiente de combate a la pobreza en México. Es decir, quienes tienen en sus manos la toma de decisiones económicas del país deben evitar caer en la "trampa de combate a la pobreza" señalada en esta investigación. Políticas capaces de promover una trayectoria temporal que combine crecimiento persistente en el ingreso promedio de la población con disminución simultánea de la desigualdad en la distribución del ingreso, aumentarían la efectividad de los resultados para abatir la pobreza.

Un segundo orden de consideraciones sobre las líneas generales para una estrategia eficiente de reducción de la pobreza tiene que ver con la necesidad de asociar políticas redistributivas y de crecimiento económico con una política regionalizada de combate a la pobreza. Pudimos mostrar en este estudio que los efectos relativos del crecimiento del ingreso promedio de la población y de la desigualdad sobre los cambios en la pobreza difieren sustancialmente entre los estados del país, siendo menores en los nueve estados más atrasados en materia social del país: los tres estados de la región sur (Oaxaca, Guerrero y Chiapas), dos de la región península de Yucatán (Campeche y Yucatán), así como para los estados de Michoacán, Guanajuato, Zacatecas y Veracruz, y mayores para algunos estados del centro (Distrito Federal, Puebla, Estado de México y Morelos), noroeste (Baja California y Baja California Sur) y noreste (Nuevo León y Tamaulipas) del país.

Así, las decisiones de política económica regional deben tomar en cuenta estas desigualdades estructurales de la economía mexicana. Si observamos los resultados de las elasticidades, un aumento de 1% en el crecimiento económico, acompañado de una reducción de 1% en la desigualdad en la distribución del ingreso, implica un descenso conjunto de 2.51% en la pobreza de la región sur y de los estados de Yucatán, Campeche, Michoacán, Guanajuato, Zacatecas y Veracruz, en función de los valores absolutos de sus elasticidades, ¡y una reducción de casi el doble: 4.2% en la pobreza agregada para las demás regiones del país! (los efectos de la reducción de la desigualdad y de aumento en el ingreso de la población en los primeros estados son de 1.28 y de 1.23%, respectivamente; mientras que esos efectos en las demás regiones del país son de 2.32 y 1.87%, respectivamente). Por lo tanto, es impreciso afirmar que el crecimiento económico conducirá a la superación de la pobreza en México, en por lo menos, tres sentidos: a) el efecto del crecimiento económico sobre la pobreza, como hemos demostrado aquí, es diferenciado de un estado a otro del país; b) la reducción de la pobreza también puede ser lograda, en igual o mayor medida, reduciendo la desigualdad en la distribución del ingreso: salvo los nueve estados más atrasados del país en materia social, el efecto de una disminución en la desigualdad sobre la pobreza es superior al efecto que sobre la misma tiene el crecimiento económico en ¡25 estados del país! y, c) una política eficiente de combate a la pobreza debe combinar, regionalmente, políticas procíclicas con políticas redistributivas, dependiendo de las elasticidades-pobreza de cada estado.

De manera adicional y en relación con los resultados de cambios relativos en el ingreso promedio de la población y en la desigualdad, y con los efectos de dichos cambios sobre la pobreza en los distintos estados del país, debemos tomar en cuenta no sólo el valor de las respectivas elasticidades, sino también la contribución de cada región a la pobreza agregada del país. Puesto que en las regiones del sur la proporción de pobres, en relación con la población total de dichas regiones, es sustancialmente mayor que en el resto del país, los efectos que las políticas estructurales de crecimiento y distribución tendrán sobre la pobreza de esas regiones repercutirán con más fuerza sobre la pobreza del país como un todo. Por tal razón, la composición regional del crecimiento económico y de la reducción de la desigualdad es determinante en la tasa de reducción de la pobreza nacional. Ello lleva a reafirmar, a partir de este argumento, la importancia de la meta de reducción de las desigualdades dentro y entre las regiones y estados del país, a partir de una política regionalizada que resalte el combate a la pobreza en las regiones y estados de bajo ingreso promedio y de más alta desigualdad en la distribución del ingreso. En síntesis, una estrategia eficiente de combate a la pobreza en México debe compatibilizar políticas de crecimiento económico y políticas redistributivas, con especial atención sobre las regiones que concentran parte importante de la pobreza en México.

4.3. Evolución de la desigualdad, la pobreza y de las elasticidades-pobreza nacionales, 1994-2005

Nuestra preocupación central, hasta este momento, ha sido estudiar cómo se procesan las relaciones crecimiento económico-pobreza y desigualdad-pobreza para las grandes regiones y los estados del país. Hemos desarrollado un modelo explicativo, razonablemente eficiente, que nos lleva a concluir que deberán emprenderse acciones estratégicas de combate a la pobreza a partir de una combinación inteligente de políticas públicas que tiendan a revertir la desigualdad en la distribución del ingreso con políticas públicas dirigidas a incentivar el crecimiento económico. También hemos demostrado que esa combinación de acciones deberá estar basada en las características que asume la relación desigualdad-pobreza y la relación crecimiento económico-pobreza en cada estado del país; de esta manera, en algunos estados será más efectivo impulsar el crecimiento del ingreso promedio de la población y en otros lo más recomendable es impulsar acciones que conduzcan a una menor desigualdad en la distribución del ingreso.

Pues bien, ahora observaremos lo que sucede a escala nacional. Hemos tomado el periodo 1994 a 2005, ya que nos interesa observar las modificaciones en la distribución del ingreso y en la pobreza ocurridas antes y después de la última crisis económica profunda que México ha tenido (la de 1995-1996). El cuadro 7 muestra las características estructurales de la distribución del ingreso en México en 1994. La primera columna presenta los diferentes estratos de población ordenados de acuerdo con valores descendientes de ingreso. Así, el 1% superior se refiere a 1% de la población con ingresos más elevados; 5% corresponde a 5% con ingreso más elevado y así sucesivamente, hasta los 10%

más pobres.[24] En la segunda columna del mismo cuadro se puede observar el porcentaje de ingreso que posee cada uno de los estratos de la población. La tercera y cuarta columnas muestran valores acumulados de los ingresos (a partir de los más altos y de los más bajos, respectivamente). La quinta y sexta columnas presentan el ingreso promedio en dólares y el ingreso medio real (en relación con la línea de pobreza de un salario mínimo de 1,980 pesos por persona). Finalmente, las dos últimas columnas presentan los ingresos relativos de cada estrato, ya sea en relación con la mediana del ingreso (columna 7) o bien respecto al ingreso medio de la sociedad (columna 8). En la parte inferior del cuadro se pueden observar algunas medidas de desigualdad (Gini y Theil), así como la mediana del ingreso y el promedio del mismo, el total de personas y el índice de pobreza FGT.

Se puede observar que en 1994 era 1% el más rico de la población, ya que poseía 14.55% del ingreso nacional y tenía un ingreso promedio de 4,070.54 dólares mensuales per cápita. El grupo siguiente, de los 5% más ricos (que incluyen al primer 1%), tenían un ingreso promedio de 1,365.08 dólares mensuales por persona y se quedaban con 34.06% del ingreso nacional. Tratándose de 10% de la población más rica, ellos poseían 46.82% del ingreso del país y su ingreso promedio mensual era de 714 dólares per cápita. El ingreso de esos grupos poblacionales equivalía a 14.55, 4.88 y 2.55 veces, respectivamente, el ingreso promedio nacional. A partir del segundo decil de la distribución los ingresos promedio caen drásticamente, hasta llegar a ser de sólo 17.38 dólares para el último decil. La desigualdad, medida por el índice de Gini llegó a ser de las más altas del mundo, con un valor de 0.583.

24. La construcción de los percentiles de población fue necesaria para observar cómo se distribuye el ingreso entre los que más tienen. Desde nuestra perspectiva, no tiene sentido hablar sólo de 10% más rico de la población, puesto que dentro de ese sector hay grandes diferencias entre los "menos ricos" y los "muy ricos". Tuvimos, por lo tanto, la necesidad de elaborar un programa de cómputo *ad hoc* que nos permitiera calcular no sólo los percentiles de la distribución, sino también todas las medidas de desigualdad y de pobreza estado por estado del país.

CUADRO 7

Distribución del ingreso familiar per cápita en México, 1994

Grupo económico	*Porcentaje de ingreso* — En el grupo	*Acumulado* — A partir de los ingresos más altos	A partir de los ingresos más bajos	Ingreso medio en (dólares)	Ingreso medio real	*Ingreso relativo* — En relación con la mediana	En relación con la media
1 % superior	14.55	14.55	85.45	4070.54	14.99	27.10	14.55
5% superior	34.06	34.06	65.94	1365.08	5.03	9.09	4.88
10% superior	46.82	46.82	100.00	714.05	2.63	4.75	2.55
10	15.5	62.32	53.18	433.75	1.60	2.89	1.55
10	10.3	72.62	37.68	288.44	1.06	1.92	1.03
10	7.76	80.38	27.37	217.01	0.80	1.44	0.78
10	6.05	86.43	19.62	169.21	0.62	1.13	0.60
10	4.74	91.17	13.57	132.54	0.49	0.88	0.47
10	3.68	94.85	8.83	103.21	0.38	0.69	0.37
10	2.75	97.60	5.15	77.14	0.28	0.51	0.28
10	1.78	99.38	2.40	49.70	0.18	0.33	0.18
10% inferior	0.62	100.00	0.62	17.38	0.06	0.12	0.06

Índice de Gini: 0.583. Índice L de Theil: 0.514. Mediana del ingreso: 150.21 dólares. Ingreso promedio: 279.84 dólares. Número total de personas: 90 296 420. Índice de pobreza de FGT: 0.3776.

Fuente: Construida a partir del procesamiento de los microdatos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 1994, INEGI, México.

El cuadro 8 muestra los resultados de la distribución del ingreso nacional en el año 2005. En primer lugar, podemos observar el resultado de la crisis económica de 1995: el ingreso promedio de toda la población, en dólares, cayó de 279.84 en 1994 a 212.33 dólares en el año 2005. Así, el ingreso de cada estrato de la población también cayó, aunque en forma diferenciada: el 1% más rico disminuyó sus ingresos a 3 077 dólares per cápita. Con excepción del último decil de la población, los más pobres también perdieron durante la crisis. Fue, sin embargo, la clase media del país la que mayor caída registró en sus ingresos. Por último, el índice de desigualdad de Gini cayó a 0.535, pero el índice de Theil creció de 0.514 en 1994 a 0.532 en el año 2005.

CUADRO 8

Distribución del ingreso familiar per cápita en México, 2005

Grupo económico	Porcentaje de ingreso: En el grupo	Acumulado: A partir de los ingresos más altos	Acumulado: A partir de los ingresos más bajos	Ingreso medio en (dólares)	Ingreso medio real	Ingreso relativo: En relación con la mediana	Ingreso relativo: En relación con la media
1 % superior	14.49	14.49	85.51	3077.06	9.49	24.41	14.49
5% superior	30.83	30.83	69.17	867.86	2.68	6.88	4.09
10% superior	42.57	42.57	100.00	498.14	1.54	3.95	2.35
10	15.51	58.08	57.44	329.18	1.02	2.61	1.55
10	10.76	68.84	41.93	228.31	0.70	1.81	1.08
10	8.31	77.15	31.17	176.43	0.54	1.40	0.83
10	6.61	83.75	22.86	140.43	0.43	1.11	0.66
10	5.34	89.09	16.25	113.51	0.35	0.90	0.53
10	4.23	93.32	10.91	89.83	0.28	0.71	0.42
10	3.27	96.59	6.68	69.40	0.21	0.55	0.33
10	2.30	98.89	3.41	48.97	0.15	0.39	0.23
10% inferior	1.11	100.00	1.11	23.67	0.07	0.19	0.11

Índice de Gini: 0.535. Índice L de Theil: 0.532. Mediana del ingreso: 126.07 dólares. Ingreso promedio: 212.33 dólares. Número total de personas: 104,137,482. Índice de pobreza de FGT: 0.3213.

Fuente: Construida a partir de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2005, INEGI, México.

En apariencia, este comportamiento de las medidas de desigualdad parecería una contradicción. No lo es. Las medidas de desigualdad en la distribución del ingreso presentan diversas sensibilidades ante cambios en la distribución. Algunas de ellas captan en mayor medida modificaciones en uno u otro extremo de la distribución (el coeficiente de variación de los ingresos, por ejemplo, es muy sensible a variaciones de ingreso entre los sectores más ricos de la población). Por ello, las medidas de desigualdad no varían necesariamente en la misma proporción ni en la misma dirección. Resulta, entonces, que el índice de Gini es muy sensible a cambios en el extremo inferior de la distribución, y por ello incrementos en el ingreso de los muy pobres hacen que éste caiga. Sin embargo, el índice de Theil es muy sensible a transferencias de ingreso que afecten a la parte central de la distribución; por ello este índice subió de 1994 a 2005, ya que fueron los sectores de la clase media y media-baja los más afectados por la crisis económica.

En términos del efecto de estas variaciones sobre la pobreza, tenemos resultados muy interesantes. De acuerdo con nuestros cálculos globales para todo México, la elasticidad-crecimiento económico de la pobreza de 1994 a 2005 fue de -0.47, mientras que la elasticidad-desigualdad en la distribución del ingreso de la pobreza nacional fue, para el mismo periodo, de 4.41. Estos resultados corroboran nuestra hipótesis central: hay una relación inversa entre crecimiento económico y pobreza, de manera que si crece la economía, la pobreza cae. Pero el coeficiente de esa relación es de apenas 0.47, lo que significa que modificaciones positivas de 1% en el ingreso promedio de la población sólo se traducirán en caídas de 0.47% en la pobreza; por su parte, el coeficiente de la elasticidad-desigualdad muestra que si se disminuye 1% la desigualdad entonces la pobreza caerá, en escala nacional, 4.41%. Conclusión: en México, como un todo, son mucho mayores los efectos de una disminución de la desigualdad en la distribución del ingreso sobre la pobreza que el crecimiento económico.

De acuerdo con estos resultados, nuestro argumento anterior se refuerza, en el sentido de que para elaborar una política eficiente de combate a la pobreza es indispensable combinar medidas de política económica que tiendan a disminuir la desigualdad en la distribución del ingreso, con acciones que contribuyan a fomentar el crecimiento económico nacional.

5. CONCLUSIONES

En esta investigación indagamos de la manera más rigurosa y formal posible la forma como se relacionan dos aspectos estructurales de nuestra economía (crecimiento económico y distribución del ingreso) con la pobreza, que llega ya a más de 70 millones de personas en el país. Nuestra atención se dividió en dos vertientes: por una parte, nos preocupamos por establecer una forma funcional efectiva para medir el efecto que el crecimiento económico (aquí medido por el ingreso promedio de la población) tiene sobre los niveles de pobreza en México. Por otro lado, nos interesó la forma en que las variaciones en la desigualdad con que se distribuye el ingreso afectan a los niveles de pobreza.

De modo formal, el mecanismo para resolver ambas cuestiones fue la derivación de expresiones matemáticas (en el capítulo 1), mediante las cuales se podría evaluar el efecto de una modificación en cada una de las variables estructurales (ingreso medio y su distribución) sobre la pobreza. Tales expresiones matemáticas dieron origen a lo que en la literatura de frontera se conoce como "elasticidades de la pobreza". Por lo tanto, las "elasticidades" en esta investigación se constituyeron en el instrumento práctico-formal por medio del cual se midieron las relaciones entre crecimiento económico-pobreza y desigualdad-pobreza. Así, este estudio contribuye al desarrollo de investigaciones de frontera en análisis prácticos de la pobreza, puesto que en México se carecía, hasta ahora, de análisis sofisticados y formales que mostraran, mediante fórmulas matemáticas aplicadas a datos empíricos, las características de los vínculos entre crecimiento económico-pobreza y desigualdad-pobreza. No sólo hicimos eso, también mostramos la naturaleza que dichas relaciones asumen en cada estado del país.

Asimismo, para evaluar la fortaleza de los diferentes métodos de cálculo de las elasticidades se realizaron ejercicios estadísticos y de análisis de regresión que, a su vez, permitieron determinar cuál era la mejor fórmula para la cuantificación de las elasticidades, dada la realidad mexicana. Con base en los resultados de las regresiones de las elasticidades para explicar los cambios en la pobreza de las 32 entidades federativas del país de 1984 a 2005, argumentamos que, al menos en el caso mexicano, la aplicación empírica de las elasticidades-desigualdad de la pobreza por el método Log-normal es más adecuada que la utilización de las fórmulas de las elasticidades-desigualdad de la pobreza derivadas por Kakwani (1990) y ampliamente difundidas en la literatura internacional. Los modelos de las regresiones para las elasticidades-crecimiento económico de la pobreza y para las elasticidades-desigualdad (medida por el índice de Theil) de la pobreza con el método Log-normal (para una línea de pobreza de un salario mínimo de 1980 por persona) fueron capaces de explicar razonablemente bien los cambios observados en la pobreza en todos los estados del país para el periodo 1984 a 2005.

Tomando estas elasticidades para explorar cómo el crecimiento económico y los cambios en la desigualdad afectan la pobreza (medida con el índice de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke), demostramos que los aumentos en el ingreso promedio y las reducciones en la desigualdad siempre conducen a reducciones de la pobreza, y que la magnitud por la cual cada uno de esos factores altera la pobreza depende de las propiedades de la distribución del ingreso inicial: ingreso promedio y desigualdad. También concluimos que hay una relación creciente de la tasa de reducción de la pobreza con respecto a una trayectoria temporal que combine crecimiento persistente del ingreso promedio de la población con una disminución estructural (y permanente) de la desigualdad en la distribución de los ingresos.

Al analizar los resultados de las elasticidades de la pobreza en las 32 entidades federativas de México en el año 2005, observamos que la pobreza es elástica en relación con el ingreso promedio de la población y con la desigualdad (medida con el índice de Theil) para todos los estados del país; pero que la magnitud de los efectos relativos de los cambios en el ingreso promedio y en la desigualdad sobre la pobreza son diferenciados entre los estados del país, siendo menores en las entidades de la región sur y en las de Yucatán, Campeche, Michoacán, Guanajuato, Zacatecas y Veracruz, que en los demás estados. Como conclusión adicional, debemos señalar que los resultados de las elasticidades aquí presentados pueden servir para la elaboración de un programa económico que se fije como meta obtener avances expresivos en el combate a la pobreza en un periodo relativamente corto, mediante una composición regional y estatal de crecimiento económico y de reducción de la desigualdad, con mayor importancia en las regiones más atrasadas del país. Los resultados sugieren que se puede construir una estrategia de combate a la pobreza con una trayectoria de crecimiento económico modesta que conduciría a resultados más efectivos que trayectorias alternativas (como la de la "trampa de combate a la pobreza"), que promuevan el crecimiento económico acelerado sin una reducción significativa de las desigualdades dentro y entre las regiones de México y sin resultados relevantes, por lo tanto, sobre los niveles de pobreza.

Nuestra investigación nos permite concluir que la cuestión esencial del combate a la pobreza en México no es simplemente retomar el crecimiento económico a tasas aceleradas, sino que sus resultados serán más efectivos cuando se emprenda un estilo de crecimiento capaz de reducir las acentuadas disparidades sociales, regionales y estatales del país. Con base en los resultados obtenidos, argumentamos que una estrategia eficiente de combate a la pobreza debe compatibilizar políticas de crecimiento económico y políticas redistributivas que, de manera asociada, prioricen el crecimiento y la reducción de las desigualdades en los estados de bajo ingreso promedio y de la más alta desigualdad en la distribución del ingreso (que no necesariamente son los mismos).

ANEXOS

ANEXO I

En este anexo vamos a derivar la fórmula general de la elasticidad pobreza (medida con el índice FGT φ) en relación con la desviación estándar del logaritmo de los ingresos, bajo el supuesto de que el ingreso sigue una distribución Log-normal.

Con el objetivo de obtener un resultado preliminar que será utilizado en la derivación, consideremos la siguiente integral:

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x)dx$$

Integrando por partes, podemos hacer $u = \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}$, con

$$du = \beta(\alpha-1)\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}\frac{1}{z}dx$$ y:

$$v = xf(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta}\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right)^2\right]$$, con

$$dv = -\frac{1}{\beta}\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right)f(x)dx.$$

Consecuentemente:

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x)dx =$$

$$-\beta(\alpha-1)\left[\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx - \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2} f(x)dx\right]$$

Utilizando $\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}=\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}-\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}\frac{x}{z}$ y observando que el primer término de la fórmula es nulo tenemos:

$$\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta}+\frac{1}{2}\beta\right)f(x)dx=$$

$$-\beta(\alpha-1)\left[\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-2}f(x)dx-\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}f(x)dx\right]$$

entonces:

$$\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta}+\frac{1}{2}\beta\right)f(x)dx=$$

$$-\beta(\alpha-1)[(\varphi(\alpha-2)-\varphi(\alpha-1))] \tag{A.1}$$

De acuerdo con la fórmula (2.6.3), la elasticidad-pobreza en relación con la desviación estándar de los logaritmos de los ingresos para la clase de medidas aditivamente separables θ bajo el supuesto Log-normal es:

$$\varepsilon[\theta|\beta]=\frac{\beta}{\theta}\int_0^z\frac{\partial P}{\partial x}x\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta}-\frac{\beta}{2}\right)f(x)dx$$

El grupo de medidas de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke FGT $\varphi(\alpha)$ es un caso particular de las medidas θ con $\frac{\partial P}{\partial x}=\frac{-\alpha}{z}\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}$. Si escribimos la fórmula anterior para la clase de medidas de pobreza FGT, tenemos:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta]=\frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)}\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x}{z}\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta}+\frac{\beta}{2}-\beta\right)f(x)dx$$

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = \frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)}\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \frac{x}{z} f(x)dx - \frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)}\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \frac{x}{z}\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right) f(x)dx$$

Al utilizar $\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} = \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} - \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x}{z}$ podemos hacer:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = \frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)}\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} f(x)dx - \frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)}\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} f(x)dx$$

$$-\frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)}\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x)dx + \frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)}\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}\left(\frac{\ln\left(x/\mu\right)}{\beta} + \frac{1}{2}\beta\right) f(x)dx$$

Y, recordando que $\varphi(\alpha) = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} f(x)dx$ y sustituyendo la fórmula (A.1) en la expresión anterior, tenemos:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = \frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)}[\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)] +$$

$$\frac{\alpha(\alpha-1)\beta^2}{\varphi(\alpha)}[\varphi(\alpha-2) - \varphi(\alpha-1)] - \frac{\alpha^2\beta^2}{\varphi(\alpha)}[\varphi(\alpha-1) - \varphi(\alpha)]$$

De ahí se concluye que la fórmula general de la elasticidad de la pobreza en relación con los cambios en la desviación estándar del logaritmo de los ingresos para $\alpha \geq 1$ es:

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = \alpha(\alpha-1)\frac{\beta^2}{\varphi(\alpha)}[\varphi(\alpha-2) - 2\varphi(\alpha-1) + \varphi(\alpha)]$$

ANEXO II

Características de la distribución del ingreso familiar per cápita* por estados en México, de 1984 a 2005.

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Aguascalientes	1984	247.72	1.0191	0.5572	0.5596	0.2061	0.0594	0.0242	0.4534	0.2070	0.1148
	1989	348.55	1.0646	0.5820	0.6252	0.1274	0.0453	0.0228	0.3267	0.1359	0.0773
	1992	383.55	1.1364	0.6352	0.7572	0.1473	0.0413	0.0203	0.3821	0.1570	0.0841
	1994	343.89	1.1350	0.5700	0.6363	0.1929	0.0656	0.0328	0.3139	0.1587	0.0987
	1996	319.88	1.1165	0.5664	0.6193	0.1717	0.0604	0.0290	0.3330	0.1543	0.0921
	1998	339.38	1.1817	0.6185	0.7380	0.1979	0.0733	0.0370	0.4261	0.1933	0.1152
	2000	333.69	1.1545	0.6236	0.7400	0.1856	0.0643	0.0324	0.4035	0.1841	0.1069
	2002	324.09	1.1181	0.6214	0.7221	0.1780	0.0575	0.0282	0.4136	0.1834	0.1036
	2004	268.79	1.1598	0.5779	0.6508	0.2142	0.0874	0.0503	0.4406	0.2079	0.1282
	2005	275.10	1.0709	0.5897	0.6380	0.1790	0.0601	0.0299	0.4441	0.1919	0.1071
Baja California	1984	210.66	1.0692	0.5487	0.5631	0.2183	0.0843	0.0468	0.5052	0.2293	0.1356
	1989	223.99	1.0361	0.5616	0.5820	0.2168	.0.830	0.0433	0.4677	0.2159	0.1289
	1992	228.47	1.0709	0.5498	0.5594	0.1752	0.0719	0.0427	0.4296	0.1903	0.1135
	1994	228.50	0.9929	0.5872	0.6142	0.1722	0.0537	0.0265	0.4473	0.1839	0.1007
	1996	215.35	1.0010	0.5877	0.6167	0.1549	0.0561	0.0295	0.4368	0.1800	0.0998
	1998	234.76	0.9774	0.5498	0.5427	0.0927	0.0322	0.0162	0.2932	0.1141	0.0606
	2000	244.81	1.0038	0.5422	0.5228	0.0793	0.0276	0.0145	0.2734	0.1031	0.0540
	2002	244.86	0.9815	0.5560	0.5392	0.0719	0.0206	0.0091	0.2618	0.0921	0.0455
	2004	257.10	0.9564	0.5183	0.4703	0.0563	0.0178	0.0087	0.2148	0.0764	0.0381
	2005	257.16	1.1169	0.6082	0.6714	0.0880	0.0247	0.0112	0.3015	0.1110	0.0556
Baja California Sur	1984	267.05	1.0033	0.5845	0.6133	0.1577	0.0506	0.0235	0.4300	0.1763	0.0949
	1989	267.12	0.9637	0.5446	0.5297	0.1343	0.0438	0.0205	0.3817	0.1521	0.0816
	1992	303.05	0.9619	0.5713	0.5797	0.1154	0.0318	0.1420	0.3611	0.1336	0.0678
	1994	290.45	0.9280	0.5376	0.5076	0.1028	0.0289	0.0126	0.3354	0.1224	0.0678
	1996	270.27	0.9477	0.5651	0.5620	0.0843	0.0241	0.0101	0.3245	0.1164	0.0614
	1998	289.34	0.9562	0.5464	0.5300	0.1063	0.0328	0.0156	0.3500	0.1320	0.0667
	2000	300.44	0.9627	0.5569	0.5533	0.1068	0.0327	0.0158	0.3483	0.1275	0.0678
	2002	308.90	0.9556	0.5421	0.5525	0.0911	0.0272	0.0135	0.3135	0.1138	0.0658
	2004	286.30	0.9446	0.5199	0.4833	0.1018	0.0327	0.0164	0.3265	0.1207	0.0575
	2005	315.85	0.8868	0.5287	0.4893	0.0644	0.0172	0.0077	0.2815	0.0929	0.0631

Nota: ingreso promedio μ, desviación estándar del logaritmo de los ingresos β, índice de Gini G, L de Theil, proporción de pobres H, índice de insuficiencia de ingresos (HI) e índice de pobreza FGT para las líneas de pobreza de medio y un salario mínimo por persona.

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Campeche	1984	140.48	1.1653	0.6221	0.7530	0.4315	0.2116	0.1361	0.7057	0.4006	0.2760
	1989	177.22	1.0668	0.6098	0.6853	0.3404	0.1380	0.0759	0.6346	0.3223	0.2027
	1992	172.45	1.1094	0.6204	0.7234	0.3750	0.1591	0.0925	0.6493	0.3401	0.2215
	1994	173.85	1.1234	0.6174	0.7202	0.3652	0.1565	0.0918	0.6444	0.3375	0.2191
	1996	163.21	1.0561	0.3128	0.6851	0.3336	0.1361	0.0722	0.6167	0.3175	0.1992
	1998	169.92	1.0717	0.6066	0.6850	0.6444	0.1428	0.0823	0.6462	0.3261	0.2068
	2000	183.23	1.0866	0.6053	0.6873	0.3242	0.1327	0.0759	0.6078	0.3053	0.1928
	2002	179.75	1.0420	0.5837	0.6262	0.3964	0.1168	0.0654	0.6010	0.2913	0.1783
	2004	164.72	1.0211	0.5624	0.5811	0.3100	0.1223	0.0691	0.6110	0.2978	0.1847
	2005	175.92	0.9907	0.5711	0.5865	0.2910	0.1064	0.0556	0.6097	0.2850	0.1698
Chiapas	1984	72.30	1.0163	0.5720	0.5908	0.3804	0.1557	0.0846	0.6676	0.3543	0.2262
	1989	103.21	1.0158	0.5921	0.6309	0.2579	0.0886	0.0440	0.5674	0.2617	0.1509
	1992	104.13	1.0359	0.6051	0.6614	0.3086	0.1028	0.0496	0.5553	0.2699	0.1632
	1994	104.48	1.0176	0.5913	0.6280	0.2660	0.0899	0.0445	0.5523	0.2539	0.1489
	1996	101.84	0.9975	0.5953	0.6297	0.2441	0.0780	0.0346	0.5606	0.2497	0.1400
	1998	102.25	1.0647	0.5927	0.6774	0.2780	0.1065	0.0573	0.5583	0.2663	0.1626
	2000	101.50	1.0521	0.5766	0.6149	0.2684	0.0975	0.0537	0.5350	0.2542	0.1539
	2002	102.42	1.0716	0.5777	0.6212	0.2476	0.1001	0.0569	0.5327	0.2498	0.1524
	2004	91.55	1.0239	0.5597	0.5732	0.2613	0.1021	0.0555	0.5759	0.2666	0.1602
	2005	100.80	1.0258	0.5669	0.5877	0.2358	0.0914	0.0491	0.5340	0.2432	0.1448
Coahuila	1984	233.99	1.0453	0.5846	0.6281	0.2154	0.0782	0.0408	0.4856	0.2182	0.1276
	1989	299.22	1.0474	0.5824	0.6216	0.1498	0.0526	0.0263	0.3829	0.1614	0.0905
	1992	288.72	1.0238	0.5636	0.5799	0.1527	0.0519	0.0260	0.3701	0.1570	0.0887
	1994	306.18	1.0411	0.5777	0.6122	0.1452	0.0511	0.0256	0.3644	0.1533	0.0865
	1996	289.55	1.0065	0.5608	0.5697	0.1350	0.0471	0.0226	0.3669	0.1513	0.0833
	1998	284.48	0.9991	0.5566	0.5600	0.1407	0.0468	0.0225	0.3686	0.1516	0.0837
	2000	292.48	1.0125	0.5512	0.5549	0.1349	0.0466	0.0238	0.3525	0.1446	0.0807
	2002	298.66	0.9958	0.5535	0.5538	0.1258	0.0405	0.0197	0.3426	0.1385	0.0750
	2004	281.07	0.9827	0.5433	0.5345	0.1284	0.0425	0.0214	0.3550	0.1407	0.0769
	2005	295.64	0.9656	0.5365	0.5177	0.1020	0.0325	0.0167	0.3236	0.1231	0.0648

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Colima	1984	230.65	1.1967	0.5764	0.6530	0.2198	0.0917	0.0558	0.4879	0.2235	0.1375
	1989	308.25	1.0767	0.5932	0.6497	0.1467	0.0530	0.0277	0.3980	0.1633	0.0909
	1992	299.01	1.0076	0.5688	0.5813	0.1499	0.0428	0.0176	0.3843	0.1559	0.0831
	1994	300.14	1.0481	0.5643	0.5863	0.1377	0.0527	0.0271	0.3749	0.1556	0.0871
	1996	287.22	1.0615	0.5720	0.6043	0.1463	0.0534	0.0263	0.3612	0.1561	0.0889
	1998	300.06	1.0258	0.5651	0.5780	0.1208	0.0418	0.0203	0.3628	0.1409	0.0755
	2000	306.30	1.0590	0.5828	0.6254	0.1490	0.0497	0.0253	0.3859	0.1613	0.0896
	2002	329.15	1.0363	0.5711	0.8921	0.1020	0.0345	0.0730	0.3449	0.1323	0.0690
	2004	296.89	1.0356	0.5479	0.5516	0.1227	0.0431	0.0233	0.3622	0.1434	0.0783
	2005	321.28	1.0076	0.5433	0.5344	0.0982	0.0302	0.0156	0.3194	0.1200	0.0622
Chihuahua	1984	233.83	1.1138	0.5716	0.5866	0.2274	0.0878	0.0488	0.5263	0.2389	0.1413
	1989	248.63	1.0793	0.5850	0.6063	0.2258	0.0887	0.0451	0.4872	0.2249	0.1343
	1992	253.60	1.1155	0.5727	0.5827	0.1825	0.0749	0.0444	0.4475	0.1982	0.1182
	1994	253.63	1.0342	0.6117	0.6398	0.1794	0.0559	0.0276	0.4660	0.1915	0.1049
	1996	231.24	1.0427	0.6121	0.6424	0.1614	0.0585	0.0307	0.4550	0.1875	0.1040
	1998	271.69	1.0182	0.5727	0.5653	0.0965	0.0336	0.0169	0.3054	0.1188	0.0631
	2000	271.74	1.0456	0.5648	0.5445	0.0826	0.0287	0.0151	0.2848	0.1074	0.0562
	2002	271.80	1.0224	0.5792	0.5616	0.0749	0.0215	0.0095	0.2727	0.0960	0.0474
	2004	285.39	0.9963	0.5399	0.4899	0.0587	0.0185	0.0090	0.2237	0.0796	0.0396
	2005	285.44	1.1635	0.6335	0.6994	0.0916	0.0257	0.0117	0.3141	0.1156	0.0579
Distrito Federal	1984	385.09	0.9576	0.5349	0.0509	0.5480	0.0162	0.0074	0.2212	0.0749	0.0363
	1989	501.69	0.9445	0.5270	0.4933	0.0300	0.0093	0.0044	0.1304	0.0431	0.0207
	1992	512.58	0.9440	0.5219	0.4855	0.0360	0.0086	0.0040	0.1340	0.0424	0.0199
	1994	514.58	0.9458	0.5247	0.4899	0.0315	0.0082	0.0037	0.1351	0.0417	0.0195
	1996	490.78	0.9611	0.5312	0.5036	0.0285	0.0089	0.0045	0.1327	0.0437	0.0207
	1998	470.00	0.9483	0.5306	0.4985	0.0371	0.0096	0.0039	0.1593	0.0515	0.0239
	2000	479.28	0.9804	0.5396	0.5242	0.0439	0.0135	0.0065	0.1661	0.0560	0.0278
	2002	470.05	0.9780	0.5442	0.5321	0.0404	0.0125	0.0061	0.1723	0.0588	0.0284
	2004	434.48	0.9719	0.5343	0.5129	0.0512	0.0153	0.0070	0.1909	0.0663	0.0329
	2005	423.94	0.9403	0.5182	0.4795	0.0426	0.0138	0.0070	0.1805	0.0593	0.0290

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Durango	1984	149.47	1.0300	0.5093	0.5432	0.3859	0.1618	0.0895	0.6637	0.3547	0.2292
	1989	150.60	1.0813	0.5048	0.5499	0.3611	0.1640	0.0974	0.6472	0.3445	0.2257
	1992	150.79	1.0309	0.4988	0.5227	0.3559	0.1513	0.0856	0.6567	0.3406	0.2176
	1994	154.32	1.1079	0.5226	0.5886	0.3900	0.1719	0.1005	0.6767	0.3628	0.2374
	1996	130.06	1.1585	0.5079	0.5555	0.3498	0.1353	0.0721	0.6209	0.3200	0.2010
	1998	140.62	0.8786	0.3991	0.3283	0.1870	0.0672	0.0346	0.4750	0.1996	0.1190
	2000	151.95	0.9775	0.4755	0.4671	0.2704	0.0971	0.0484	0.5485	0.2587	0.1545
	2002	164.19	0.9550	0.4429	0.4096	0.2012	0.0732	0.0374	0.4715	0.2099	0.1213
	2004	190.66	1.0692	0.4774	0.4899	0.2183	0.0843	0.0468	0.5052	0.2293	0.1356
	2005	223.99	1.0361	0.4886	0.5063	0.2168	.0.830	0.0433	0.4677	0.2159	0.1289
Guanajuato	1984	92.75	1.1798	0.4833	0.5426	0.2087	0.0923	0.0559	0.3961	0.2064	0.1327
	1989	102.92	1.0612	0.4701	0.4782	0.2615	0.1026	0.0545	0.5085	0.2470	0.1521
	1992	109.62	0.9915	0.4691	0.4560	0.1625	0.0596	0.0301	0.4160	0.1798	0.1014
	1994	115.16	1.1935	0.5303	0.6396	0.5257	0.2897	0.1960	0.7707	0.4822	0.3526
	1996	104.98	1.0114	0.4506	0.4372	0.4102	0.1956	0.1196	0.7180	0.3934	0.2637
	1998	108.30	0.9409	0.4545	0.4235	0.0521	0.0268	0.0156	0.3333	0.1061	0.0527
	2000	111.23	1.1780	0.5086	0.5860	0.4527	0.2209	0.1416	0.7007	0.4070	0.2838
	2002	122.52	1.1236	0.5177	0.5872	0.4519	0.2187	0.1351	0.7092	0.4075	0.2819
	2004	134.20	1.0706	0.5075	0.5564	0.4151	0.1962	0.1189	0.6878	0.3846	0.2598
	2005	154.32	1.0300	0.5093	0.5432	0.3859	0.1618	0.0895	0.6637	0.3547	0.2292
Guerrero	1984	163.08	1.1085	0.6363	0.7575	0.4123	0.1799	0.1025	0.6866	0.3764	0.2477
	1989	179.25	1.0050	0.5978	0.6443	0.3241	0.1222	0.0619	0.6201	0.3049	0.1862
	1992	187.68	1.0645	0.6198	0.1076	0.6512	0.1383	0.0740	0.6154	0.3143	0.1989
	1994	185.98	1.0184	0.6072	0.6652	0.3295	0.1194	0.0597	0.6151	0.3053	0.1855
	1996	163.99	1.0055	0.5887	0.6241	0.2923	0.1127	0.0578	0.5883	0.2884	0.1748
	1998	177.78	0.9949	0.5803	0.6044	0.3029	0.1125	0.0576	0.6023	0.2918	0.1762
	2000	181.20	1.0329	0.5858	0.6274	0.3083	0.1192	0.0637	0.5935	0.2927	0.1803
	2002	251.22	1.0219	0.5864	0.6261	0.3037	0.1154	0.0608	0.5949	0.2917	0.1777
	2004	175.79	1.0391	0.5849	0.6280	0.3157	0.1211	0.0654	0.6120	0.3004	0.1847
	2005	180.92	0.9760	0.5501	0.5453	0.2561	0.0920	0.0482	0.5639	0.2583	0.1514

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Hidalgo	1984	95.80	0.9241	0.5309	0.5022	0.1146	0.0415	0.0205	0.4289	0.1550	0.0799
	1989	142.58	1.0557	0.5822	0.6209	0.1034	0.0338	0.0156	0.3089	0.1229	0.0655
	1992	119.54	0.9824	0.5305	0.5883	0.1003	0.0351	0.0172	0.3149	0.1174	0.0627
	1994	133.09	0.9808	0.5476	0.5401	0.1029	0.0293	0.0117	0.2779	0.1106	0.0579
	1996	118.85	0.9833	0.5438	0.5295	0.0749	0.0202	0.0177	0.2328	0.0890	0.0425
	1998	123.01	0.9984	0.5494	0.5425	0.0974	0.0311	0.0077	0.2886	0.1044	0.0557
	2000	107.68	0.9263	0.5393	0.5089	0.1322	0.0303	0.0146	0.3589	0.1364	0.0690
	2002	116.05	0.9637	0.5314	0.5058	0.1132	0.0354	0.0110	0.3082	0.1244	0.0660
	2004	100.26	0.9141	0.5004	0.4423	0.1008	0.0324	0.0159	0.3432	0.1270	0.0648
	2005	120.12	0.8943	0.5183	0.4718	0.0588	0.0187	0.0089	0.2815	0.0936	0.0440
Jalisco	1984	254.20	0.9510	0.5557	0.5466	0.1458	0.0455	0.0206	0.4228	0.1653	0.0872
	1989	300.55	0.9688	0.5430	0.5239	0.0949	0.0327	0.0160	0.3347	0.1234	0.0634
	1992	322.13	0.9939	0.5668	0.5763	0.0999	0.0310	0.0145	0.3420	0.1268	0.0642
	1994	315.61	0.9660	0.5653	0.5697	0.1006	0.0326	0.0149	0.3301	0.1218	0.0629
	1996	300.43	0.9397	0.5314	0.4998	0.0820	0.0243	0.0118	0.2917	0.1046	0.0523
	1998	298.58	0.9673	0.5452	0.5290	0.1156	0.0337	0.0154	0.3390	0.1292	0.0672
	2000	322.91	0.9661	0.5578	0.5527	0.0993	0.0293	0.0132	0.3254	0.1118	0.0570
	2002	337.28	0.9647	0.5532	0.5422	0.0739	0.0243	0.0111	0.3013	0.1056	0.0519
	2004	307.63	0.9365	0.5331	0.4989	0.0773	0.0223	0.0150	0.3297	0.1102	0.0530
	2005	308.57	0.9395	0.5245	0.4904	0.0701	0.0262	0.0143	0.2888	0.1033	0.0527
México	1984	319.39	1.1803	0.6109	0.7223	0.0875	0.0298	0.0143	0.2696	0.1048	0.0555
	1989	321.01	1.1047	0.5745	0.6230	0.0480	0.0129	0.0054	0.1722	0.0619	0.0301
	1992	300.89	1.1245	0.5827	0.6460	0.0596	0.0145	0.0059	0.1940	0.0715	0.0351
	1994	370.92	1.1254	0.5813	0.6430	0.0466	0.0121	0.0048	0.1751	0.0572	0.0276
	1996	357.50	1.1738	0.6134	0.7247	0.0543	0.0157	0.0063	0.1871	0.0655	0.0330
	1998	323.82	1.2004	0.6223	0.7559	0.0811	0.0237	0.0110	0.2266	0.0885	0.0466
	2000	307.28	1.2045	0.6147	0.7393	0.0716	0.0242	0.0132	0.2319	0.0874	0.0461
	2002	349.97	1.2166	0.6210	0.7589	0.0691	0.0225	0.0102	0.2276	0.0873	0.0451
	2004	399.64	1.2114	0.6209	0.7586	0.0886	0.0264	0.0115	0.2554	0.1005	0.0531
	2005	308.11	1.2085	0.6193	0.7500	0.0744	0.0254	0.0130	0.2380	0.0879	0.0465

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Michoacán	1984	118.67	1.1396	0.6096	0.7162	0.4867	0.2492	0.1597	0.7320	0.4429	0.3138
	1989	136.02	1.1448	0.5787	0.6598	0.3890	0.1833	0.1172	0.7016	0.3697	0.2469
	1992	139.29	1.0600	0.5724	0.6074	0.4065	0.1741	0.1021	0.6834	0.3660	0.2411
	1994	140.87	1.1503	0.6131	0.7225	0.4432	0.2045	0.1257	0.7039	0.4002	0.2714
	1996	125.64	1.0648	0.5901	0.6474	0.3958	0.1766	0.1012	0.6605	0.3670	0.2424
	1998	134.75	1.0901	0.5961	0.6702	0.3977	0.1765	0.1068	0.6844	0.3704	0.2444
	2000	144.79	1.1101	0.5910	0.6672	0.3556	0.1568	0.0941	0.6223	0.3271	0.2147
	2002	154.83	1.1094	0.6182	0.7257	0.3613	0.1552	0.0926	0.6389	0.3333	0.2168
	2004	158.88	1.1217	0.5991	0.6852	0.3777	0.1752	0.1062	0.6396	0.3448	0.2317
	2005	170.44	1.0263	0.5872	0.6343	0.3163	0.1273	0.0723	0.6278	0.3048	0.1893
Morelos	1984	145.93	1.0834	0.4781	0.5242	0.4201	0.1986	0.1203	0.6961	0.3892	0.2629
	1989	156.17	1.0424	0.4799	0.5118	0.3905	0.1637	0.0906	0.6717	0.3590	0.2320
	1992	152.41	1.0943	0.4756	0.5181	0.3654	0.1660	0.0986	0.6550	0.3486	0.2284
	1994	152.60	1.0873	0.4699	0.4925	0.3602	0.1531	0.0866	0.6646	0.3447	0.2202
	1996	146.17	1.1212	0.4924	0.5545	0.3947	0.1740	0.1017	0.6848	0.3672	0.2402
	1998	152.10	1.1724	0.4786	0.5234	0.3540	0.1369	0.0730	0.6284	0.3238	0.2034
	2000	162.78	1.1231	0.3760	0.3093	0.1892	0.0680	0.0350	0.4807	0.2020	0.1204
	2002	174.14	0.9892	0.4480	0.4401	0.2736	0.0983	0.0490	0.5551	0.2618	0.1564
	2004	186.52	0.9665	0.4173	0.3859	0.2036	0.0741	0.0378	0.4772	0.2124	0.1228
	2005	203.19	1.0820	0.4498	0.4616	0.2209	0.0853	0.0474	0.5113	0.2321	0.1372
Nayarit	1984	238.77	1.2119	0.4282	0.4394	0.2474	0.0955	0.0530	0.5726	0.2599	0.1537
	1989	253.88	1.1744	0.5411	0.5607	0.2457	0.0871	0.0491	0.5301	0.2447	0.1461
	1992	284.04	1.2494	0.5452	0.5547	0.2044	0.0839	0.0498	0.5012	0.2220	0.1324
	1994	284.06	1.1583	0.5824	0.6091	0.2010	0.0626	0.0310	0.5219	0.2145	0.1175
	1996	262.59	1.1679	0.5828	0.6116	0.1807	0.0655	0.0344	0.5096	0.2100	0.1164
	1998	304.29	1.1404	0.5452	0.5381	0.1081	0.0376	0.0189	0.3420	0.1331	0.0707
	2000	304.35	1.1711	0.5377	0.5184	0.0925	0.0321	0.0169	0.3189	0.1202	0.0630
	2002	304.41	1.1451	0.5514	0.5347	0.0839	0.0240	0.0106	0.3055	0.1075	0.0531
	2004	319.63	1.1158	0.5139	0.4664	0.0657	0.0207	0.0101	0.2506	0.0892	0.0444
	2005	319.70	1.3031	0.6031	0.6658	0.1026	0.0288	0.0131	0.3518	0.1295	0.0649

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Nuevo León	1984	340.11	0.9888	0.5739	0.5898	0.0950	0.0283	0.0129	0.3116	0.1155	0.0589
	1989	448.88	1.0062	0.5667	0.5771	0.0553	0.0162	0.0070	0.2084	0.0740	0.0362
	1992	476.95	1.0242	0.5695	0.5869	0.0587	0.0154	0.0067	0.2022	0.0700	0.0342
	1994	455.07	0.9832	0.5693	0.5716	0.0499	0.0133	0.0054	0.2012	0.0668	0.0315
	1996	436.98	1.0007	0.5679	0.5790	0.0445	0.0135	0.0059	0.1861	0.0640	0.0307
	1998	441.48	0.9641	0.5494	0.5363	0.0553	0.0129	0.0051	0.1926	0.0655	0.0313
	2000	452.01	1.0017	0.5630	0.5708	0.0593	0.0161	0.0067	0.2109	0.0735	0.0359
	2002	443.42	0.9653	0.5440	0.5245	0.0448	0.0126	0.0056	0.1826	0.0613	0.0293
	2004	430.04	0.9861	0.5537	0.5479	0.0562	0.0156	0.0065	0.2204	0.0737	0.0356
	2005	441.03	0.9723	0.5422	0.5250	0.0471	0.0138	0.0061	0.1916	0.0649	0.0313
Oaxaca	1984	176.16	1.0812	0.6056	0.6812	0.3456	0.1392	0.0773	0.6282	0.3228	0.2046
	1989	185.44	1.0190	0.5758	0.5967	0.2894	0.1061	0.0541	0.5872	0.2798	0.1674
	1992	211.36	1.0317	0.5980	0.6427	0.2714	0.0895	0.0431	0.5696	0.2647	0.1529
	1994	207.31	1.0977	0.6092	0.6902	0.2986	0.1171	0.0645	0.5753	0.2808	0.1739
	1996	187.37	1.0769	0.6075	0.6794	0.2483	0.0967	0.0498	0.5411	0.2505	0.1493
	1998	194.32	1.0880	0.6131	0.6956	0.2905	0.1075	0.0579	0.5548	0.2726	0.1665
	2000	189.02	1.0634	0.5655	0.5938	0.2737	0.1122	0.0632	0.5548	0.2693	0.1667
	2002	199.99	0.9896	0.5534	0.5491	0.2433	0.0880	0.0426	0.5253	0.2430	0.1422
	2004	206.32	1.0555	0.5747	0.6089	0.2554	0.1004	0.0535	0.5452	0.2523	0.1527
	2005	223.72	0.9996	0.5574	0.5578	0.2023	0.0703	0.0355	0.4886	0.2137	0.1215
Puebla	1984	312.05	0.9112	0.5047	0.4522	0.0762	0.0239	0.0110	0.2644	0.0951	0.0485
	1989	387.82	0.9713	0.5306	0.5083	0.0674	0.0223	0.0107	0.2241	0.0831	0.0429
	1992	374.62	0.9609	0.5183	0.4863	0.0728	0.0237	0.0119	0.2212	0.0811	0.0431
	1994	388.48	0.9653	0.5236	0.4943	0.0627	0.0192	0.0096	0.2213	0.0800	0.0401
	1996	347.45	0.9789	0.5169	0.4932	0.0734	0.0262	0.0140	0.2092	0.0815	0.0451
	1998	359.52	0.9406	0.5137	0.4742	0.0694	0.0228	0.0107	0.2234	0.0841	0.0440
	2000	378.27	0.8926	0.4922	0.4308	0.0458	0.0132	0.0059	0.1674	0.0574	0.0285
	2002	380.83	0.8590	0.4666	0.3845	0.0363	0.0108	0.0048	0.1603	0.0539	0.0255
	2004	400.22	0.8731	0.4746	0.3969	0.0378	0.0103	0.0048	0.1544	0.0491	0.0235
	2005	401.34	0.8374	0.4557	0.3665	0.0314	0.0094	0.0045	0.1365	0.0460	0.0223

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Querétaro	1984	154.09	0.9433	0.5262	0.5014	0.2988	0.1072	0.0543	0.5924	0.2854	0.1701
	1989	186.37	1.0315	0.6119	0.6842	0.3151	0.1257	0.0680	0.6089	0.3027	0.1875
	1992	206.20	1.0551	0.6065	0.6764	0.2986	0.1125	0.0591	0.5608	0.2735	0.1688
	1994	187.26	1.0007	0.6135	0.6815	0.3161	0.1141	0.0582	0.6272	0.3023	0.1810
	1996	169.04	1.0038	0.6027	0.6568	0.2678	0.0967	0.0484	0.5682	0.2678	0.1587
	1998	175.38	0.9616	0.5497	0.5437	0.2590	0.0967	0.0505	0.5608	0.2596	0.1539
	2000	203.23	1.0398	0.5946	0.6544	0.2252	0.0893	0.0496	0.5073	0.2332	0.1400
	2002	200.18	0.9590	0.5575	0.5554	0.2153	0.0722	0.0367	0.5439	0.2287	0.1275
	2004	208.45	0.9917	0.5582	0.5631	0.2178	0.0752	0.0388	0.5271	0.2285	0.1299
	2005	228.60	0.9931	0.5477	0.5452	0.1852	0.0627	0.0324	0.4522	0.1928	0.1086
Quintana Roo	1984	290.55	1.0184	0.5691	0.5873	0.1283	0.0404	0.0195	0.3734	0.1485	0.0789
	1989	349.85	1.0631	0.5732	0.6079	0.1201	0.0420	0.0206	0.3056	0.1296	0.0727
	1992	363.47	1.0267	0.5702	0.5930	0.1066	0.0336	0.0161	0.2947	0.1141	0.0613
	1994	350.08	1.0115	0.5618	0.5722	0.0986	0.0306	0.0147	0.3056	0.1162	0.0608
	1996	328.49	1.0223	0.5584	0.5690	0.0991	0.0360	0.0175	0.2859	0.1148	0.0628
	1998	343.15	1.0512	0.5698	0.5980	0.1122	0.0392	0.0206	0.3123	0.1256	0.0691
	2000	343.61	1.0330	0.5570	0.5726	0.0977	0.0360	0.0192	0.2866	0.1124	0.0621
	2002	358.78	0.9694	0.5334	0.5108	0.0798	0.0240	0.0112	0.2470	0.0933	0.0481
	2004	351.20	0.9654	0.5398	0.5237	0.0830	0.0244	0.0117	0.2644	0.0952	0.0490
	2005	386.96	0.9759	0.5409	0.5294	0.0645	0.0221	0.0117	0.2236	0.0803	0.0418
San Luis Potosí	1984	266.28	0.9593	0.5689	0.5766	0.1423	0.0443	0.0200	0.4053	0.1614	0.0858
	1989	279.52	0.9754	0.5460	0.5359	0.1239	0.4320	0.0214	0.3520	0.1423	0.0779
	1992	294.44	1.0042	0.5614	0.5682	0.1396	0.4520	0.0208	0.3678	0.1462	0.0799
	1994	343.64	1.0405	0.6014	0.6649	0.1157	0.0415	0.0216	0.3448	0.1361	0.0441
	1996	327.35	0.9735	0.5682	0.5756	0.0937	0.0301	0.0138	0.3152	0.1187	0.0607
	1998	290.45	0.9342	0.5372	0.5067	0.1034	0.0305	0.0130	0.3428	0.1238	0.0627
	2000	319.98	0.9945	0.5594	0.5633	0.1073	0.0350	0.0170	0.3140	0.1218	0.0648
	2002	329.35	0.9996	0.5629	0.5709	0.1013	0.0337	0.0164	0.3163	0.1197	0.0628
	2004	286.34	0.9601	0.5385	0.5149	0.1162	0.0350	0.0158	0.3541	0.1338	0.0697
	2005	321.77	0.9296	0.5213	0.4798	0.0747	0.0214	0.0097	0.2739	0.0987	0.0489

Estado	Año	μ	β	*G*	*L*	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Sinaloa	1984	306.22	1.1089	0.6622	0.8172	0.2044	0.0733	0.0338	0.5231	0.2236	0.1278
	1989	291.63	0.9660	0.5279	0.4972	0.1320	0.0337	0.0126	0.3414	0.1396	0.0725
	1992	294.62	0.9101	0.5199	0.4751	0.0837	0.0271	0.0120	0.2908	0.1127	0.0561
	1994	258.76	1.0625	0.5671	0.5972	0.1714	0.0703	0.0364	0.4387	0.1996	0.1155
	1996	240.03	1.0114	0.5597	0.5710	0.1605	0.0667	0.0355	0.4378	0.1854	0.1069
	1998	240.57	1.0002	0.5219	0.5011	0.1979	0.0631	0.0301	0.4054	0.1909	0.1103
	2000	263.53	0.8404	0.4582	0.3707	0.0466	0.0198	0.0108	0.1862	0.0709	0.0376
	2002	242.79	0.9398	0.5426	0.5190	0.1626	0.0483	0.0200	0.4242	0.1729	0.0927
	2004	261.11	1.0396	0.5790	0.6123	0.1899	0.0666	0.0317	0.4360	0.1956	0.1125
	2005	221.17	0.9720	0.5294	0.5073	0.1790	0.0601	0.0301	0.4629	0.1944	0.1084
Sonora	1984	194.60	0.9326	0.5491	0.5288	0.2301	0.0744	0.0338	0.5380	0.2360	0.1324
	1989	283.92	1.0029	0.5693	0.5876	0.1618	0.0479	0.0216	0.3764	0.1641	0.0903
	1992	272.72	0.9578	0.5395	0.5155	0.1311	0.0375	0.0163	0.3862	0.1480	0.0771
	1994	275.44	1.0057	0.5807	0.6044	0.1618	0.0510	0.0222	0.4261	0.1761	0.0952
	1996	233.98	0.9956	0.5560	0.5517	0.2037	0.0648	0.0274	0.4745	0.2126	0.1187
	1998	214.05	0.9274	0.5279	0.4871	0.1746	0.0542	0.0244	0.4811	0.1993	0.1061
	2000	241.84	0.9913	0.5634	0.5712	0.1911	0.0614	0.0290	0.4548	0.1971	0.1103
	2002	226.89	0.9895	0.5569	0.5592	0.2009	0.0691	0.0339	0.4638	0.2050	0.1172
	2004	216.35	0.9555	0.5504	0.5373	0.1947	0.0629	0.0294	0.4846	0.2036	0.1124
	2005	238.01	0.9247	0.5205	0.4780	0.1317	0.0416	0.0199	0.4058	0.1590	0.0834
Tabasco	1984	152.77	1.1730	0.6471	0.8076	0.4529	0.2202	0.1377	0.6944	0.4040	0.2810
	1989	199.22	1.0805	0.6101	0.6900	0.2918	0.1184	0.0662	0.5842	0.2853	0.1763
	1992	182.51	1.0648	0.5967	0.6583	0.3162	0.1266	0.0718	0.6044	0.2988	0.1870
	1994	204.82	1.1501	0.6293	0.7538	0.3314	0.1385	0.0807	0.5916	0.3020	0.1945
	1996	185.25	1.0750	0.6353	0.7406	0.2871	0.1091	0.0545	0.5631	0.2764	0.1679
	1998	192.91	1.1555	0.6522	0.8053	0.3134	0.1226	0.0652	0.5672	0.2858	0.1793
	2000	176.92	1.0110	0.5883	0.6256	0.3175	0.1163	0.0612	0.6222	0.3014	0.1822
	2002	194.43	0.9918	0.5980	0.6422	0.2759	0.0980	0.0490	0.6007	0.2765	0.1615
	2004	178.36	1.0051	0.5639	0.5775	0.2779	0.1057	0.0563	0.5886	0.2806	0.1681
	2005	192.72	1.0162	0.5879	0.6269	0.2812	0.0966	0.0501	0.5849	0.2738	0.1612

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Tamaulipas	1984	351.75	0.9852	0.5524	0.5511	0.0860	0.0272	0.0126	0.2752	0.1043	0.0537
	1989	399.88	0.9938	0.5579	0.5603	0.0714	0.0223	0.0100	0.2345	0.0872	0.0446
	1992	407.83	1.0429	0.5540	0.5685	0.0893	0.0308	0.0155	0.2410	0.0935	0.0519
	1994	391.45	1.0152	0.5466	0.5468	0.0836	0.0259	0.0126	0.2492	0.0946	0.0500
	1996	374.20	1.0300	0.5558	0.5669	0.0708	0.0460	0.0124	0.2259	0.0883	0.0469
	1998	380.09	1.0476	0.5589	0.5770	0.0887	0.0030	0.0155	0.2448	0.0977	0.0538
	2000	401.71	1.0033	0.5487	0.5487	0.0759	0.0245	0.0119	0.2357	0.0892	0.0469
	2002	396.30	0.9963	0.5428	0.5357	0.0727	0.0239	0.0114	0.2322	0.0879	0.0460
	2004	390.26	1.0093	0.5345	0.5261	0.0749	0.0266	0.0145	0.2226	0.0855	0.0467
	2005	403.91	0.9800	0.5230	0.5004	0.0649	0.0222	0.0146	0.2072	0.0780	0.0414
Tlaxcala	1984	151.86	1.1125	0.5282	0.5609	0.0985	0.0461	0.0283	0.2569	0.1244	0.0753
	1989	148.98	0.7999	0.4265	0.3264	0.0272	0.0081	0.0031	0.1341	0.0436	0.0206
	1992	159.13	1.0272	0.4474	0.4181	0.1168	0.0331	0.0184	0.1698	0.0907	0.0556
	1994	113.34	0.8030	0.4372	0. 3290	0.0519	0.0116	0.0034	0.2626	0.0742	0.0309
	1996	101.93	1.0278	0.4911	0.4682	0.1246	0.0397	0.0199	0.2869	0.1249	0.0696
	1998	119.04	0.9467	0.5000	0.4504	0.0675	0.0264	0.0135	0.2282	0.0863	0.0470
	2000	101.12	0.9588	0.5258	0.4976	0.1304	0.0469	0.0228	0.3842	0.1470	0.0796
	2002	87.10	0.9588	0.5451	0.5220	0.1850	0.0570	0.0250	0.4573	0.1977	0.1082
	2004	93.09	1.0320	0.5215	0.5131	0.1454	0.0615	0.0377	0.3957	0.1785	0.1031
	2005	76.20	1.0691	0.5503	0.5723	0.2628	0.0101	0.0594	0.5126	0.2470	0.1537
Veracruz	1984	108.36	1.1274	0.6054	0.6984	0.5307	0.2699	0.1726	0.7696	0.4692	0.3352
	1989	127.05	1.0395	0.4761	0.6105	0.4340	0.1943	0.1138	0.7126	0.3952	0.2633
	1992	144.12	1.0257	0.5969	0.6527	0.4093	0.1738	0.0978	0.6910	0.3717	0.2421
	1994	127.42	1.1400	0.6166	0.7249	0.4829	0.2280	0.1418	0.7428	0.4331	0.2981
	1996	115.72	1.0287	0.6048	0.6641	0.4249	0.1838	0.1032	0.7104	0.3873	0.2533
	1998	130.52	0.9510	0.5733	0.5788	0.3904	0.1491	0.0758	0.7078	0.3634	0.2244
	2000	147.94	0.9874	0.5676	0.5795	0.3645	0.1446	0.0774	0.6566	0.3371	0.2124
	2002	149.10	0.9553	0.5626	0.5669	0.3428	0.1294	0.0685	0.6676	0.3282	0.2003
	2004	145.58	1.0273	0.5717	0.6011	0.3669	0.1503	0.0851	0.6697	0.3472	0.2204
	2005	160.59	1.0764	0.6033	0.6841	0.3761	0.1597	0.0924	0.6509	0.3397	0.2214

Estado	Año	μ	β	G	L	$H^{(1)}$	$HI^{(1)}$	$FGT^{(1)}$	$H^{(2)}$	$HI^{(2)}$	$FGT^{(2)}$
Yucatán	1984	158.63	1.1266	0.6128	0.7142	0.3848	0.1772	0.1066	0.6565	0.3584	0.2389
	1989	193.15	0.9805	0.5682	0.5757	0.2481	0.0859	0.0428	0.5611	0.2532	0.1457
	1992	199.77	1.0470	0.5957	0.6482	0.2941	0.1029	0.0538	0.5752	0.2722	0.1636
	1994	191.81	1.0079	0.5842	0.6125	0.2915	0.1041	0.0519	0.5805	0.2748	0.1642
	1996	187.28	1.0124	0.5910	0.6291	0.2553	0.0919	0.0456	0.5487	0.2548	0.1499
	1998	195.85	1.0473	0.5978	0.6555	0.2925	0.1119	0.0602	0.5754	0.2799	0.1714
	2000	203.32	1.0765	0.6076	0.6825	0.2962	0.1142	0.0617	0.5775	0.2821	0.1733
	2002	202.96	1.0589	0.6036	0.0668	0.2816	0.1061	0.0562	0.5750	0.2759	0.1659
	2004	175.72	1.0617	0.5816	0.6281	0.3168	0.1253	0.0708	0.6003	0.2995	0.1868
	2005	201.85	1.0541	0.6009	0.6649	0.2806	0.1043	0.0559	0.5727	0.2700	0.1626
Zacatecas	1984	140.83	1.0836	0.6217	0.7138	0.4758	0.2033	0.1161	0.7261	0.4090	0.2740
	1989	201.09	1.0416	0.6377	0.7399	0.3243	0.1159	0.0584	0.6327	0.3082	0.1846
	1992	188.53	1.0838	0.6231	0.7142	0.3693	0.1311	0.0696	0.6419	0.3260	0.2016
	1994	196.04	1.0525	0.6118	0.6811	0.3115	0.1114	0.0579	0.6254	0.2958	0.1771
	1996	185.52	1.0318	0.6119	0.6750	0.3322	0.1262	0.0633	0.6353	0.3127	0.1910
	1998	165.45	0.9914	0.5822	0.6019	0.3620	0.1309	0.0640	0.6407	0.3247	0.1999
	2000	159.97	1.0372	0.5993	0.6582	0.3713	0.1471	0.0811	0.6608	0.3405	0.2149
	2002	158.11	1.0029	0.5990	0.6510	0.3706	0.1423	0.0758	0.6725	0.3424	0.2134
	2004	155.00	1.0174	0.6046	0.6625	0.3903	0.1519	0.0811	0.6819	0.3566	0.2247
	2005	148.62	1.0026	0.5688	0.5878	0.3563	0.1438	0.0794	0.6684	0.3350	0.2105

* Se trata de la distribución del ingreso familiar per cápita para los hogares con ingreso no nulo. El ingreso medio está expresado en dólares.

(1) Con una línea de pobreza de medio salario mínimo de 1980 per cápita.

(2) Con una línea de pobreza de un salario mínimo de 1980 per cápita.

ANEXO III

Distribución del ingreso familiar per cápita en los estados de México, 1984 a 2005

Estado	*Año*	*∂lnH*	*C*	*D*	*∂lnH*	*C*	*D*	*∂lnFGT*	*C*	*D*
Aguas Calientes	1984/1989	-0.481	-0.589	0.109	-0.272	-0.794	0.522	-0.061	-0.873	0.813
	1989/1992	0.145	-0.270	0.415	-0.090	-0.204	0.114	-0.115	-0.200	0.085
	1992/1994	0.270	0.237	0.033	0.462	0.245	0.216	0.481	0.228	0.253
	1994/1996	-0.116	-0.018	-0.098	-0.084	-0.033	-0.050	-0.123	-0.036	-0.088
	1996/1998	0.142	0.055	0.087	0.194	0.053	0.141	0.243	0.063	0.180
	1998/2000	-0.064	0.005	-0.069	-0.130	0.030	-0.161	-0.134	0.033	-0.167
	2000/2002	-0.041	0.048	-0.090	-0.113	0.058	-0.170	-0.136	0.059	-0.195
	2002/2004	0.185	0.269	-0.084	0.420	0.326	0.094	0.577	0.328	0.249
	2004/2005	-0.179	-0.034	-0.145	-0.374	-0.039	-0.335	-0.520	-0.041	-0.479
Baja California	1984/1989	-0.103	-0.661	0.558	-0.206	-0.794	0.589	-0.272	-0.874	0.602
	1989/1992	-0.031	0.370	-0.401	0.037	0.343	-0.306	0.092	0.390	-0.298
	1992/1994	0.025	-0.189	0.214	-0.178	-0.217	0.039	-0.385	-0.268	-0.117
	1994/1996	-0.317	-0.283	-0.034	-0.373	-0.305	-0.068	-0.415	-0.355	-0.060
	1996/1998	0.262	0.264	-0.002	0.430	0.286	0.144	0.640	0.304	0.336
	1998/2000	0.306	0.538	-0.231	-0.024	0.559	-0.584	-0.286	0.615	-0.901
	2000/2002	-0.156	-0.176	0.020	0.155	-0.206	0.361	0.337	-0.227	0.564
	2002/2004	-0.116	0.257	-0.373	-0.090	0.303	-0.394	0.031	0.330	-0.299
	2004/2005	-0.539	-0.440	-0.099	-0.550	-0.403	-0.147	-0.580	-0.386	-0.194
Baja California Sur	1984/1989	-0.161	0.00000	-0.161	-0.145	-0.001	-0.144	-0.135	-0.001	-0.135
	1989/1992	-0.151	-0.242	0.091	-0.319	-0.287	-0.032	-0.369	-0.303	-0.067
	1992/1994	-0.116	0.045	-0.161	-0.098	0.110	-0.208	-0.113	0.107	-0.221
	1994/1996	-0.199	-0.296	0.097	-0.182	-0.235	0.053	-0.221	-0.241	0.020
	1996/1998	0.233	0.254	-0.021	0.311	0.231	0.080	0.431	0.235	0.196
	1998/2000	0.005	-0.092	0.096	-0.005	-0.081	0.076	0.012	-0.082	0.094
	2000/2002	-0.159	-0.031	-0.129	-0.184	-0.064	-0.120	-0.157	-0.058	-0.099
	2002/2004	0.111	0.116	-0.004	0.187	0.168	0.018	0.195	0.153	0.042
	2004/2005	-0.459	-0.210	-0.249	-0.642	-0.240	-0.401	-0.759	-0.221	-0.539
Campeche	1984/1989	-0.237	-0.234	-0.003	-0.427	-0.286	-0.141	-0.584	-0.314	-0.270
	1989/1992	0.097	0.039	0.053	0.142	0.038	0.104	0.197	0.042	0.155
	1992/1994	-0.027	-0.019	-0.008	-0.017	-0.011	-0.006	-0.007	0.011	0.004
	1994/1996	-0.091	-0.091	0.001	-0.140	-0.074	-0.065	-0.241	-0.083	-0.158
	1996/1998	0.032	0.107	-0.075	0.048	0.107	-0.059	0.132	0.121	0.011
	1998/2000	-0.061	-0.087	0.027	-0.074	-0.104	0.031	-0.081	-0.112	0.031
	2000/2002	-0.100	0.020	-0.120	-0.127	0.028	-0.156	-0.149	0.029	-0.178
	2002/2004	0.055	0.127	-0.072	0.046	0.130	-0.084	0.055	0.136	-0.081
	2004/2005	-0.063	-0.099	0-03593	-0.139	-0.105	-0.034	-0.217	-0.111	-0.107

Nota: descomposición de los cambios relativos en la proporción de pobres (*H*) y en el índice de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke entre sus componentes crecimiento económico (*C*) y distribución (*D*) para una línea de pobreza de un salario mínimo de 1980 por persona.

Estado	*Año*	*∂lnH*	*C*	*D*	*∂lnH*	*C*	*D*	*∂lnFGT*	*C*	*D*
Coahuila	1984/1989	-0.363	-0.410	0.046	-0.396	-0.441	0.045	-0.440	-0.465	0.025
	1989/1992	0.019	0.058	-0.039	-0.014	0.066	-0.080	-0.011	0.071	-0.083
	1992/1994	-0.051	-0.086	0.036	-0.015	-0.108	0.093	-0.015	-0.117	0.101
	1994/1996	-0.072	0.060	-0.132	-0.081	0.105	-0.186	-0.124	0.116	-0.240
	1996/1998	0.041	0.084	-0.042	-0.005	0.035	-0.040	-0.004	0.038	-0.043
	1998/2000	-0.042	-0.069	0.026	-0.005	-0.052	0.048	0.057	-0.057	0.114
	2000/2002	-0.070	-0.024	-0.046	-0.141	-0.042	-0.100	-0.193	-0.042	-0.151
	2002/2004	0.020	0.106	-0.086	0.049	0.124	-0.075	0.085	0.124	-0.039
	2004/2005	-0.229	-0.103	-0.127	-0.267	-0.105	-0.163	-0.247	-0.098	-0.149
Colima	1984/1989	-0.405	-0.408	0.004	-0.548	-0.440	-0.108	-0.699	-0.437	-0.261
	1989/1992	0.022	0.069	-0.047	-0.213	0.064	-0.277	-0.455	0.072	-0.526
	1992/1994	-0.085	-0.020	-0.065	0.207	-0.008	0.214	0.432	-0.009	0.441
	1994/1996	0.061	-0.044	0.104	0.013	-0.041	0.054	-0.029	-0.046	0.017
	1996/1998	-0.192	-0.007	-0.184	-0.244	-0.020	-0.224	-0.261	-0.023	-0.238
	1998/2000	0.210	0.020	0.191	0.174	0.027	0.147	0.220	0.028	-0.237
	2000/2002	-0.379	-0.178	-0.201	-0.367	-0.145	-0.221	-0.377	-0.140	0.108
	2002/2004	0.185	0.175	0.010	0.224	0.205	0.019	0.296	0.188	-0.258
	2004/2005	-0.222	-0.101	-0.122	-0.354	-0.161	-0.193	-0.400	-0.142	-0.258
Chiapas	1984/1989	-0.388	-0.488	0.100	-0.563	-0.597	0.034	-0.653	-0.661	0.008
	1989/1992	0.179	-0.005	0.184	0.148	-0.018	0.165	0.120	-0.019	0.138
	1992/1994	-0.148	-0.032	-0.117	-0.134	-0.006	-0.128	-0.109	-0.007	-0.102
	1994/1996	-0.086	-0.059	-0.027	-0.142	-0.067	-0.075	-0.252	-0.072	-0.181
	1996/1998	0.130	0.108	0.022	0.312	0.100	0.212	0.505	0.112	0.393
	1998/2000	-0.035	0.018	-0.053	-0.088	0.012	-0.101	-0.064	0.012	-0.077
	2000/2002	-0.081	-0.028	-0.053	0.026	-0.014	0.041	0.057	-0.014	0.071
	2002/2004	0.054	0.131	-0.076	0.020	0.171	-0.151	-0.024	0.180	-0.205
	2004/2005	-0.103	-0.148	0.046	-0.111	-0.154	0.043	-0.122	-0.164	0.042
Chihuahua	1984/1989	0.000	-0.168	0.169	-0.003	-0.206	0.202	-0.028	-0.229	0.201
	1989/1992	-0.291	-0.352	0.061	-0.556	-0.369	-0.187	-0.760	-0.359	-0.402
	1992/1994	0.063	-0.056	0.120	0.078	-0.062	0.140	0.091	-0.070	0.161
	1994/1996	-0.077	-0.106	0.029	-0.151	-0.129	-0.021	-0.205	-0.148	-0.057
	1996/1998	0.299	0.162	0.137	0.338	0.169	0.169	0.374	0.174	0.201
	1998/2000	0.257	0.011	0.247	0.322	0.012	0.310	0.367	0.014	0.353
	2000/2002	-0.346	-0.535	0.189	-0.501	-0.629	0.127	-0.625	-0.664	0.040
	2002/2004	-0.146	-0.010	-0.137	-0.144	-0.023	-0.121	-0.234	-0.023	-0.211
	2004/2005	-0.007	-0.039	0.033	-0.060	-0.073	0.013	-0.060	-0.080	0.020

Estado	Año	$\partial \ln H$	C	D	$\partial \ln H$	C	D	$\partial \ln FGT$	C	D
Distrito Federal	1984/1989	-0.600	-0.664	-0.664	-0.555	-0.644	0.089	-0.528	-0.596	0.068
	1989/1992	0.017	-0.012	-0.012	-0.079	-0.051	-0.028	-0.096	-0.049	-0.047
	1992/1994	0.032	-0.057	-0.057	-0.046	-0.010	-0.036	-0.083	-0.009	-0.073
	1994/1996	-0.101	0.013	0.013	0.084	0.019	0.065	0.211	0.016	0.195
	1996/1998	0.262	0.226	0.226	0.072	0.218	-0.147	-0.158	0.209	-0.367
	1998/2000	0.169	-0.073	-0.073	0.340	-0.049	0.389	0.525	-0.050	0.575
	2000/2002	-0.083	0.026	0.026	-0.071	0.043	-0.114	-0.071	0.041	-0.112
	2002/2004	0.237	0.172	0.172	0.196	0.182	0.014	0.136	0.177	-0.041
	2004/2005	-0.183	0.043	0.043	-0.098	0.054	-0.153	0.001	0.053	-0.052
Durango	1984/1989	-0.437	0.166	-0.604	-0.779	0.128	-0.907	-0.986	0.139	-1.126
	1989/1992	-0.456	0.000	-0.456	-0.216	-0.026	-0.190	-0.045	-0.030	-0.016
	1992/1994	0.717	0.114	0.604	0.953	0.228	0.724	1.107	0.280	0.827
	1994/1996	-0.066	0.055	-0.121	-0.053	0.049	-0.102	-0.025	0.062	-0.086
	1996/1998	0.210	0.099	0.111	-0.055	0.066	-0.121	-0.166	0.076	0.242
	1998/2000	-1.447	-0.635	-0.811	-1.159	-0.449	-0.709	-1.021	-0.460	-0.561
	2000/2002	1.250	0.653	0.597	0.891	0.498	0.391	0.612	0.515	0.097
	2002/2004	0.155	-0.074	0.229	0.322	-0.160	0.482	0.463	-0.184	0.647
	2004/2005	-0.059	0.266	-0.325	-0.103	0.310	-0.414	-0.055	0.342	-0.397
Guanajuato	1984/1989	-0.352	-0.652	0.300	-0.440	-0.826	0.386	-0.445	-0.921	0.476
	1989/1992	-0.210	0.104	-0.315	-0.245	0.094	-0.339	-0.281	0.102	-0.383
	1992/1994	0.211	-0.047	0.258	0.308	-0.022	0.330	0.307	-0.026	0.333
	1994/1996	0.230	0.260	-0.030	0.024	0.358	-0.118	0.209	0.442	-0.233
	1996/1998	-0.154	0.183	-0.338	-0.179	0.199	-0.379	-0.114	0.230	-0.343
	1998/2000	0.091	-0.190	0.280	0.125	-0.261	0.386	0.173	-0.288	0.460
	2000/2002	0.050	0.105	-0.056	0.119	0.128	-0.010	0.156	0.138	0.018
	2002/2004	-0.031	0.068	-0.099	-0.095	0.095	-0.190	-0.142	0.104	-0.246
	2004/2005	-0.391	-0.155	-0.235	-0.413	-0.205	-0.208	-0.391	-0.214	-0.177
Guerrero	1984/1989	-0.241	-0.092	-0.148	-0.387	-0.139	-0.248	-0.504	-0.163	-0.343
	1989/1992	0.080	-0.027	0.108	0.124	-0.073	0.198	0.178	-0.085	0.263
	1992/1994	-0.064	0.007	-0.070	-0.147	0.015	-0.162	-0.215	0.017	-0.232
	1994/1996	-0.120	0.012	-0.132	-0.058	0.018	-0.076	-0.032	0.021	-0.053
	1996/1998	0.036	0.073	-0.037	-0.002	0.057	-0.059	-0.003	0.065	-0.069
	1998/2000	0.018	-0.040	0.058	0.057	-0.031	0.088	0.101	-0.035	0.136
	2000/2002	-0.015	-0.006	-0.009	-0.032	-0.007	-0.025	-0.047	-0.008	-0.039
	2002/2004	0.039	0.036	0.003	0.049	0.055	-0.007	0.072	0.061	0.011
	2004/2005	-0.209	-0.040	-0.169	-0.275	-0.048	-0.226	-0.304	-0.051	-0.253

Estado	*Año*	*∂lnH*	*C*	*D*	*∂lnH*	*C*	*D*	*∂lnFGT*	*C*	*D*
Hidalgo	1984/1989	-0.440	-0.276	-0.164	-0.620	-0.331	-0.290	-0.732	-0.369	-0.363
	1989/1992	0.080	0.111	-0.030	0.067	0.124	-0.057	0.080	0.136	-0.055
	1992/1994	0.047	-0.129	0.176	0.090	-0.158	0.248	0.117	-0.171	0.288
	1994/1996	-0.143	-0.137	-0.006	-0.239	-0.145	-0.094	-0.392	-0.161	-0.231
	1996/1998	0.088	-0.090	0.178	0.117	-0.120	0.236	0.180	-0.143	0.323
	1998/2000	0.013	0.420	-0.407	-0.052	0.495	-0.548	-0.064	0.055	-0.614
	2000/2002	-0.140	-0.149	0.008	-0.171	-0.164	-0.007	-0.222	-0.178	-0.044
	2002/2004	0.007	0.118	-0.110	0.076	0.145	-0.069	0.138	0.162	-0.023
	2004/2005	0.012	-0.113	0.125	-0.090	-0.135	0.045	-0.117	-0.141	0.024
Jalisco	1984/1989	-0.430	-0.328	-0.101	-0.331	-0.360	0.029	-0.250	-0.381	0.132
	1989/1992	0.052	-0.105	0.157	-0.053	-0.144	0.091	-0.102	-0.151	0.049
	1992/1994	0.007	0.004	0.004	0.049	0.044	0.005	0.031	0.048	-0.017
	1994/1996	-0.204	0.021	-0.225	-0.294	0.044	-0.338	-0.235	0.044	-0.279
	1996/1998	0.343	0.103	0.239	0.328	0.085	0.243	0.267	0.081	0.186
	1998/2000	-0.152	-0.127	-0.024	-0.140	-0.177	0.037	-0.152	-0.188	0.036
	2000/2002	-0.295	-0.061	-0.234	-0.189	-0.099	-0.090	-0.172	-0.103	-0.069
	2002/2004	0.044	0.238	-0.193	-0.085	0.212	-0.297	-0.060	0.206	-0.267
	2004/2005	-0.098	-0.004	-0.094	0.164	-0.006	0.170	0.308	-0.006	0.314
Estado de México	1984/1989	-0.600	-0.341	-0.259	-0.808	-0.412	-0.396	-0.973	-0.426	-0.546
	1989/1992	0.216	0.075	0.141	0.119	0.093	0.026	0.090	0.093	-0.003
	1992/1994	-0.246	-0.325	0.079	-0.180	-0.299	0.118	-0.209	-0.322	0.113
	1994/1996	0.153	-0.073	0.226	0.258	-0.070	0.327	0.274	-0.073	0.348
	1996/1998	0.402	0.223	0.173	0.413	0.233	0.180	0.553	0.256	0.298
	1998/2000	-0.124	0.023	-0.149	0.022	0.058	-0.037	0.185	0.053	0.131
	2000/2002	-0.036	-0.186	0.149	-0.073	-0.139	0.066	-0.261	-0.136	-0.124
	2002/2004	0.249	0.190	0.060	0.161	0.182	-0.021	0.124	0.202	-0.078
	2004/2005	-0.175	-0.023	-0.151	-0.038	-0.030	-0.008	0.119	-0.032	0.151
Michoacán	1984/1989	-0.224	-0.103	-0.121	-0.307	-0.143	-0.164	-0.309	-0.156	-0.153
	1989/1992	0.044	-0.023	0.067	-0.052	-0.029	-0.022	-0.138	-0.030	-0.107
	1992/1994	0.086	-0.023	0.109	0.161	-0.014	0.175	0.207	-0.015	0.222
	1994/1996	-0.113	-0.042	-0.071	-0.146	-0.041	-0.106	-0.216	-0.046	-0.171
	1996/1998	0.005	0.021	-0.016	-0.001	0.008	-0.028	0.053	0.009	0.044
	1998/2000	-0.112	-0.116	0.005	-0.118	-0.159	0.041	-0.126	-0.171	0.045
	2000/2002	0.016	-0.072	0.087	-0.010	-0.077	0.066	-0.016	-0.079	0.063
	2002/2004	0.044	0.082	-0.038	0.121	0.118	0.003	0.137	0.128	0.009
	2004/2005	-0.177	-0.069	-0.109	-0.320	-0.092	-0.227	-0.387	-0.099	-0.284

Estado	***Año***	***$\partial \ln H$***	***C***	***D***	***$\partial \ln H$***	***C***	***D***	***$\partial \ln FGT$***	***C***	***D***
Morelos	1984/1989	-0.066	-0.322	0.256	0.038	-0.374	0.412	0.055	-0.384	0.439
	1989/1992	-0.119	-0.028	-0.091	-0.224	-0.077	-0.147	-0.251	-0.081	-0.169
	1992/1994	-0.078	0.029	-0.107	-0.092	0.081	-0.173	-0.088	0.081	-0.170
	1994/1996	0.005	0.011	-0.006	0.161	0.009	0.152	0.173	0.010	0.163
	1996/1998	0.124	0.072	0.052	0.086	0.028	0.058	0.166	0.030	0.136
	1998/2000	-0.138	-0.086	-0.052	-0.084	-0.070	-0.015	-0.072	-0.072	0.001
	2000/2002	-0.203	-0.005	-0.198	-0.406	-0.007	-0.398	-0.540	-0.007	-0.533
	2002/2004	0.040	0.048	-0.009	0.015	0.049	-0.034	0.043	0.048	-0.005
	2004/2005	-0.253	-0.203	-0.051	-0.097	-0.204	0.106	0.000	-0.192	0.192
Nayarit	1984/1989	-0.169	-0.245	0.077	-0.227	-0.328	0.101	-0.268	-0.364	0.096
	1989/1992	0.038	-0.092	0.130	-0.084	-0.107	0.023	-0.208	-0.112	-0.954
	1992/1994	0.006	-0.131	0.138	0.085	-0.138	0.223	0.175	-0.131	0.306
	1994/1996	0.015	-0.455	0.070	0.179	-0.441	0.620	0.266	-0.417	0.683
	1996/1998	-0.046	-0.083	0.037	-0.033	-0.097	0.064	0.008	-0.107	0.115
	1998/2000	0.066	-0.093	0.159	0.106	-0.118	0.224	0.136	-0.136	0.272
	2000/2002	-0.128	0.002	-0.130	-0.321	0.015	-0.336	-0.479	0.017	-0.496
	2002/2004	0.089	-0.703	0.792	0.087	-0.938	1.024	-0.026	-1.162	1.136
	2004/2005	0.290	0.095	0.195	0.295	0.094	0.201	0.306	0.104	0.202
Nuevo León	1984/1989	-0.541	-0.662	0.121	-0.557	-0.660	0.103	-0.617	-0.683	0.065
	1989/1992	0.059	-0.056	-0.115	-0.054	-0.157	0.103	-0.038	-0.160	0.122
	1992/1994	-0.162	0.140	-0.302	-0.141	0.130	-0.270	-0.213	0.130	-0.343
	1994/1996	-0.114	-0.226	0.112	0.015	-0.127	0.142	0.094	-0.129	0.223
	1996/1998	0.217	0.277	-0.060	-0.048	0.209	-0.257	-0.162	0.220	-0.381
	1998/2000	0.070	-0.111	0.181	0.218	-0.067	0.286	0.182	-0.069	0.352
	2000/2002	-0.280	0.037	-0.317	-0.241	0.050	-0.290	-0.182	0.051	-0.233
	2002/2004	0.227	0.048	0.179	0.210	0.078	0.132	0.146	0.082	0.064
	2004/2005	-0.178	-0.055	-0.123	-0.121	-0.063	-0.058	-0.057	-0.067	0.011
Oaxaca	1984/1989	-0.177	-0.062	-0.062	-0.272	-0.082	-0.190	-0.356	-0.090	-0.266
	1989/1992	-0.064	-0.175	-0.175	-0.170	-0.243	0.073	-0.229	-0.266	0.038
	1992/1994	0.096	0.011	0.011	0.269	0.034	0.235	0.404	0.037	0.367
	1994/1996	-0.184	-0.127	-0.127	-0.191	-0.144	-0.047	-0.258	-0.161	-0.097
	1996/1998	0.157	0.120	0.120	0.106	0.095	0.011	0.151	0.106	0.045
	1998/2000	-0.059	0.161	0.161	0.042	0.195	-0.152	0.087	0.205	-0.118
	2000/2002	-0.118	-0.094	-0.094	-0.243	-0.091	-0.152	-0.396	-0.103	-0.293
	2002/2004	0.049	-0.020	-0.020	0.132	-0.052	0.184	0.228	-0.061	0.289
	2004/2005	-0.233	-0.101	-0.101	-0.356	-0.140	-0.216	-0.411	-0.151	-0.260

Estado	Año	∂lnH	C	D	∂lnH	C	D	∂lnFGT	C	D
Puebla	1984/1989	-0.122	-0.391	0.268	-0.070	-0.465	0.395	-0.023	-0.491	0.467
	1989/1992	0.077	0.056	0.021	0.060	0.069	-0.009	0.107	0.071	0.035
	1992/1994	-0.149	-0.065	-0.084	-0.209	-0.077	-0.132	-0.219	-0.073	-0.146
	1994/1996	0.157	0.008	0.149	0.310	0.005	0.304	0.380	0.005	0.375
	1996/1998	-0.057	0.140	-0.196	-0.140	0.143	-0.283	-0.267	0.152	-0.418
	1998/2000	-0.415	-0.167	-0.248	-0.549	-0.222	-0.327	-0.600	-0.243	-0.357
	2000/2002	-0.232	0.036	-0.268	-0.194	0.109	-0.302	-0.207	0.112	-0.219
	2002/2004	0.040	-0.057	0.096	-0.048	-0.126	0.078	-0.004	-0.122	0.117
	2004/2005	-0.186	0.014	-0.200	-0.094	0.032	-0.125	-0.057	0.029	-0.086
Querétaro	1984/1989	0.053	-0.250	-0.250	0.159	-0.315	0.473	0.226	-0.349	0.574
	1989/1992	-0.054	-0.116	-0.116	-0.111	-0.156	0.045	-0.140	-0.176	0.037
	1992/1994	0.057	0.119	0.119	0.014	0.160	-0.146	-0.016	0.179	-0.195
	1994/1996	-0.166	-0.130	-0.130	-0.166	-0.138	-0.028	-0.184	-0.149	-0.035
	1996/1998	-0.033	0.200	0.200	0.000	0.216	-0.216	0.042	0.239	-0.197
	1998/2000	-0.140	-0.302	-0.302	-0.079	-0.359	0.280	-0.017	-0.385	0.368
	2000/2002	-0.045	0.155	0.155	-0.212	0.189	-0.401	-0.301	0.182	-0.483
	2002/2004	0.011	-0.055	-0.055	0.040	-0.079	0.119	0.054	-0.077	0.131
	2004/2005	-0.162	-0.148	-0.148	-0.181	-0.176	-0.004	-0.180	-0.173	-0.007
Quintana Roo	1984/1989	-0.013	0.168	-0.180	-0.441	0.180	-0.621	-0.839	0.190	-1.029
	1989/1992	-0.176	0.093	-0.269	-0.279	0.046	-0.324	-0.372	0.048	-0.420
	1992/1994	0.636	-0.354	1.071	0.544	-0.398	0.942	0.596	-0.423	1.019
	1994/1996	-0.349	-0.043	-0.306	-0.362	-0.057	-0.305	-0.383	-0.065	-0.319
	1996/1998	0.101	-0.085	0.186	0.006	-0.090	0.097	-0.126	-0.094	-0.032
	1998/2000	-0.025	0.070	-0.095	-0.099	0.089	-0.188	-0.173	0.102	-0.274
	2000/2002	-0.007	-0.093	-0.093	-0.070	-0.111	0.041	-0.141	-0.106	-0.035
	2002/2004	-0.012	-0.050	-0.050	0.028	-0.055	0.083	0.070	-0.059	0.129
	2004/2005	-0.329	-0.158	-0.158	-0.604	-0.212	-0.392	-0.784	-0.244	-0.540
San Luis Potosí	1984/1989	-0.138	-0.093	-0.046	-0.025	-0.098	0.073	0.063	-0.109	0.172
	1989/1992	0.119	-0.039	0.158	0.045	-0.101	0.146	-0.024	-0.113	0.090
	1992/1994	-0.188	-0.280	0.092	-0.085	-0.293	0.208	0.036	-0.328	0.364
	1994/1996	-0.211	0.079	-0.290	-0.320	0.093	-0.413	-0.448	0.103	-0.551
	1996/1998	0.099	0.079	-0.141	0.012	0.277	-0.265	-0.063	0.310	-0.373
	1998/2000	0.037	-0.151	0.188	0.138	-0.207	0.344	0.272	-0.237	0.509
	2000/2002	-0.057	-0.014	-0.043	-0.037	-0.059	0.022	-0.037	-0.061	0.024
	2002/2004	0.137	0.230	-0.093	0.037	0.298	-0.261	-0.034	0.314	-0.349
	2004/2005	-0.442	-0.230	-0.211	-0.493	-0.292	-0.202	-0.488	-0.284	-0.204

Estado	Año	∂lnH	C	D	∂lnH	C	D	∂lnFGT	C	D
Sinaloa	1984/1989	-0.178	-0.062	-0.06	-0.27	-0.082	-0.19	-0.36	-0.09	-0.266
	1989/1992	-0.065	-0.175	-0.18	-0.17	-0.244	0.073	-0.23	-0.27	0.038
	1992/1994	0.0958	0.011	0.011	0.27	0.0345	0.235	0.405	0.037	0.368
	1994/1996	-0.185	-0.127	-0.13	-0.19	-0.145	-0.047	-0.26	-0.16	-0.097
	1996/1998	0.1569	0.12	0.12	0.106	0.0948	0.011	0.151	0.106	0.045
	1998/2000	-0.059	0.161	0.161	0.042	0.195	-0.153	0.087	0.206	-0.118
	2000/2002	-0.118	-0.094	-0.09	-0.24	-0.091	-0.152	-0.4	-0.1	-0.293
	2002/2004	0.0486	-0.02	-0.02	0.132	-0.052	0.184	0.229	-0.06	0.289
	2004/2005	-0.233	-0.102	-0.1	-0.36	-0.14	-0.216	-0.41	-0.15	-0.26
Sonora	1984/1989	-0.439	-0.275	-0.164	-0.619	-0.330	-0.289	-0.731	-0.368	-0.363
	1989/1992	0.080	0.111	-0.030	0.066	0.124	-0.057	0.080	0.135	-0.055
	1992/1994	0.047	-0.129	0.175	0.090	-0.158	0.247	0.117	-0.171	0.287
	1994/1996	-0.143	-0.137	-0.006	-0.238	-0.144	-0.094	-0.392	-0.161	-0.231
	1996/1998	0.087	-0.090	0.177	0.116	-0.119	0.236	0.180	-0.143	0.322
	1998/2000	0.013	0.419	-0.406	-0.052	0.494	-0.547	-0.064	0.055	-0.613
	2000/2002	-0.140	-0.148	0.008	-0.171	-0.164	-0.007	-0.221	-0.178	-0.044
	2002/2004	0.007	0.117	-0.110	0.076	0.145	-0.069	0.138	0.161	-0.023
	2004/2005	0.012	-0.113	0.124	-0.090	-0.135	0.045	-0.117	-0.141	0.024
Tabasco	1984/1989	-0.386	-0.158	-0.227	-0.543	-0.202	-0.341	-0.648	-0.219	-0.429
	1989/1992	0.316	0.196	0.120	0.440	0.167	0.273	0.574	0.177	0.397
	1992/1994	-0.070	-0.070	0.001	-0.091	-0.065	-0.027	-0.137	-0.068	-0.069
	1994/1996	-0.128	-0.048	-0.080	-0.153	-0.046	-0.107	-0.153	-0.047	-0.106
	1996/1998	0.083	0.106	-0.024	0.160	0.095	0.064	0.166	0.103	0.063
	1998/2000	-0.071	-0.010	-0.061	-0.183	-0.024	-0.159	-0.257	-0.027	-0.231
	2000/2002	-0.024	-0.067	0.043	-0.018	-0.088	0.069	0.008	-0.096	0.104
	2002/2004	0.067	0.362	-0.295	0.115	0.386	-0.271	0.180	0.402	-0.222
	2004/2005	-0.342	-0.290	-0.053	-0.354	-0.299	-0.055	-0.359	-0.298	-0.062
Tamaulipas	1984/1989	-0.186	-0.250	0.064	-0.199	-0.281	0.081	-0.233	-0.307	0.075
	1989/1992	0.224	-0.025	0.249	0.322	-0.040	0.362	0.442	-0.044	0.486
	1992/1994	-0.066	0.036	-0.102	-0.172	0.083	-0.255	-0.203	0.083	-0.286
	1994/1996	-0.167	-0.220	0.052	-0.053	-0.122	0.068	-0.023	-0.115	0.092
	1996/1998	0.226	0.149	0.078	0.211	0.068	0.143	0.226	0.068	0.158
	1998/2000	-0.156	-0.001	-0.155	-0.215	-0.008	-0.207	-0.262	-0.008	-0.254
	2000/2002	-0.044	0.021	-0.065	-0.021	0.028	-0.049	-0.045	0.029	-0.074
	2002/2004	0.031	0.039	-0.008	0.104	0.029	0.074	0.244	0.030	0.215
	2004/2005	-0.143	-0.063	-0.080	-0.181	-0.063	-0.118	-0.230	-0.060	-0.170

Estado	***Año***	***∂lnH***	***C***	***D***	***∂lnH***	***C***	***D***	***∂lnFGT***	***C***	***D***
Tlaxcala	1984/1989	0.123	-0.171	0.171	-0.003	-0.209	0.205	-0.028	-0.233	0.205
Tlaxcala	1989/1992	-0.296	-0.357	0.062	-0.565	-0.375	-0.190	-0.772	-0.364	-0.408
Tlaxcala	1992/1994	0.064	-0.057	0.121	0.079	-0.063	0.142	0.092	-0.071	0.163
Tlaxcala	1994/1996	-0.078	-0.108	0.029	-0.153	-0.131	-0.022	-0.208	-0.150	-0.058
Tlaxcala	1996/1998	0.303	0.165	0.139	0.344	0.172	0.172	0.380	0.176	0.204
Tlaxcala	1998/2000	0.261	0.011	0.250	0.327	0.012	0.315	0.373	0.014	0.359
Tlaxcala	2000/2002	-0.352	-0.543	0.192	-0.509	-0.638	0.129	-0.634	-0.675	0.040
Tlaxcala	2002/2004	-0.148	-0.010	-0.139	-0.146	-0.024	-0.123	-0.238	-0.024	-0.214
Tlaxcala	2004/2005	-0.007	-0.040	0.033	-0.061	-0.075	0.013	-0.061	-0.081	0.021
Veracruz	1984/1989	-0.201	-0.128	-0.073	-0.329	-0.175	-0.154	-0.416	-0.201	-0.215
Veracruz	1989/1992	-0.059	-0.124	0.066	-0.111	-0.163	0.051	-0.152	-0.186	0.035
Veracruz	1992/1994	0.165	0.123	0.043	0.271	0.151	0.121	0.372	0.169	0.203
Veracruz	1994/1996	-0.128	-0.097	-0.031	-0.216	-0.125	-0.090	-0.318	-0.140	-0.178
Veracruz	1996/1998	-0.085	0.001	-0.086	-0.209	0.006	-0.215	-0.308	0.007	-0.315
Veracruz	1998/2000	-0.069	-0.061	-0.008	-0.030	-0.081	0.051	0.021	-0.095	0.115
Veracruz	2000/2002	-0.061	-0.011	-0.050	-0.111	-0.012	-0.099	-0.122	-0.014	-0.108
Veracruz	2002/2004	0.068	0.031	0.037	0.150	0.037	0.114	0.217	0.039	0.178
Veracruz	2004/2005	0.025	-0.094	0.119	0.061	-0.136	0.197	0.082	-0.146	0.228
Yucatán	1984/1989	-0.439	-0.235	-0.203	-0.724	-0.301	-0.423	-0.914	-0.328	-0.586
Yucatán	1989/1992	0.170	-0.031	0.201	0.180	-0.063	0.243	0.229	-0.065	0.294
Yucatán	1992/1994	-0.009	0.024	-0.032	0.012	0.075	-0.062	-0.035	0.078	-0.114
Yucatán	1994/1996	-0.133	-0.157	0.024	-0.125	-0.141	0.016	-0.129	-0.157	0.028
Yucatán	1996/1998	0.136	0.112	0.024	0.197	0.097	0.101	0.270	0.106	0.171
Yucatán	1998/2000	0.013	-0.060	0.073	0.020	-0.058	0.078	0.026	-0.064	0.090
Yucatán	2000/2002	-0.051	0.001	-0.052	-0.073	0.003	-0.076	-0.095	0.003	-0.098
Yucatán	2002/2004	0.118	0.230	-0.112	0.166	0.225	-0.059	0.232	0.236	-0.005
Yucatán	2004/2005	-0.121	-0.195	0.074	-0.184	-0.217	0.034	-0.236	-0.225	-0.011
Zacatecas	1984/1989	-0.383	-0.437	0.054	-0.562	-0.538	-0.024	-0.688	-0.609	-0.078
Zacatecas	1989/1992	0.130	0.107	0.023	0.123	0.112	0.011	0.176	0.120	0.056
Zacatecas	1992/1994	-0.170	-0.072	-0.098	-0.163	-0.067	-0.096	-0.183	-0.071	-0.113
Zacatecas	1994/1996	0.064	0.054	0.010	0.125	0.094	0.031	0.089	0.106	-0.017
Zacatecas	1996/1998	0.086	0.143	-0.057	0.036	0.192	-0.156	0.010	0.235	-0.224
Zacatecas	1998/2000	0.025	0.044	-0.019	0.116	0.057	0.059	0.237	0.065	0.172
Zacatecas	2000/2002	-0.002	0.005	-0.007	-0.033	0.016	-0.049	-0.068	0.018	-0.086
Zacatecas	2002/2004	0.052	0.016	0.036	0.065	0.031	0.034	0.068	0.035	0.033
Zacatecas	2004/2005	-0.091	0.040	-0.131	-0.055	0.064	-0.119	-0.021	0.071	-0.092

ANEXO IV

Características de la distribución del ingreso familiar per cápita* en los estados de México: ingreso promedio estatal (dólares)

Estado	Ingreso promedio (dólares)	L de Theil	FGT	2005		Proyección a 2015**		
				ε(FGT|μ)	ε(FGT|L)	FGT	ε(FGT|μ)	ε(FGT|L)
Aguascalientes	275.10	0.6380	0.1071	-1.529	1.796	0.062	-1.754	2.277
Baja C.Sur	315.85	0.4893	0.0631	-2.007	2.508	0.026	-2.342	2.994
Baja California	257.16	0.6714	0.0556	-1.582	1.943	0.040	-1.877	2.162
Campeche	175.92	0.5865	0.1698	-1.260	1.297	0.128	-1.461	1.515
Chiapas	100.80	0.5877	0.3448	-1.272	1.341	0.109	-1.465	1.548
Chihuahua	285.44	0.6994	0.0579	-1.682	1.948	0.043	-1.937	2.262
Coahuila	295.64	0.5177	0.0648	-1.682	1.948	0.043	-1.937	2.262
Colima	321.28	0.5344	0.0622	-1.619	1.896	0.042	-1.854	2.177
Distrito Federal	423.94	0.4795	0.2901	-2.055	2.608	0.017	-2.360	3.023
Durango	223.99	0.5063	0.1289	-1.223	1.421	0.081	-1.581	1.807
Edo. México	308.11	0.7500	0.0465	-1.477	2.365	0.031	-1.686	2.684
Guanajuato	154.32	0.5432	0.2292	-1.712	1.848	0.053	-1.837	2.162
Guerrero	180.92	0.5453	0.2514	-1.309	1.288	0.114	-1.512	1.496
Hidalgo	120.12	0.4718	0.0440	-1.589	1.796	0.039	-1.904	2.077
Jalisco	308.57	0.4904	0.0527	-1.798	2.074	0.034	-2.071	2.413
Michoacán	170.44	0.6343	0.1893	-1.171	1.241	0.145	-1.359	1.448
Morelos	203.19	0.4616	0.1372	-1.795	2.069	0.037	-2.249	2.325
Nayarit	319.70	0.6658	0.0649	-1.895	1.508	0.091	-1.508	1.633
Nuevo León	441.03	0.0061	0.0313	-1.966	2.650	0.019	-2.263	3.080
Oaxaca	223.72	0.5578	0.1215	-1.395	1.498	0.088	-1.608	1.733
Puebla	401.34	0.3665	0.0223	-2.451	2.708	0.013	-2.808	3.141
Querétaro	228.60	0.5452	0.1086	-1.425	1.520	0.079	-1.641	1.757
Quintana Roo	386.96	0.5294	0.0418	-1.852	2.393	0.026	-2.133	2.780
S.L. Potosí	321.77	0.4798	0.0489	-1.865	2.169	0.031	-2.149	2.525
Sinaloa	221.17	0.5073	0.1084	-1.405	1.508	0.100	-1.509	1.673
Sonora	238.01	0.4780	0.0834	-1.601	1.802	0.037	-1.911	2.075
Tabasco	192.72	0.6269	0.1612	-1.264	1.409	0.120	-1.469	1.650
Tamaulipas	403.91	0.5004	0.0414	-1.871	2.307	0.026	-2.140	2.649
Tlaxcala	76.20	0.5723	0.1537	-1.590	1.799	0.041	-1.912	2.073
Veracruz	160.59	0.6841	0.2214	-1.051	1.119	0.175	-1.218	1.297

Nota: índice de desigualdad *L* de Theil, índice de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke y elasticidades de la pobreza en relación con el ingreso promedio μ[ε(FGT│μ)] y en relación con la desigualdad de Theil *L*[ε(FGT│*L)*] y proyecciones de las elasticidades hacia el año 2015, calculadas por el método Log-normal.

Estado	*Ingreso promedio (dólares)*	*L de Theil*	FGT	*2005*		*Proyección a 2015***		
				ε(FGT|μ)	ε(FGT|L)	FGT	ε(FGT|μ)	ε(FGT|L)
Yucatán	201.85	0.6649	0.1626	-1.215	1.409	0.122	-1.411	1.644
Zacatecas	148.62	0.5878	0.2105	-1.133	1.072	0.165	-1.311	1.244

* Sólo se consideraron los hogares con ingreso no nulo.

** Las proyecciones se hicieron suponiendo tasas anuales constantes de crecimiento del ingreso medio de 1% y reducción del índice de desigualdad de Theil de 1% por un periodo de 10 años.

BIBLIOGRAFÍA

Aguilar, G. G., *Desigualdad y pobreza en México, ¿son inevitables?*, México, Porrúa, 2000.

Aitchison, J. y J.A. Brown, *The lognormal distribution: with special reference to its uses in economics*, Cambridge University Press, 1957.

Arnold, B.C y J. Villaseñor, "Elliptical Lorenz Curves", *Journal of Econometrics,* 1989, 40(2):327-338.

Beck, Nathaniel y Jonathan N. Katz, "What to do (and not to do) with time-series cross-section data", *American Political Science Review,* 89:634-647, 1995.

Bourguignon, François, *The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods*, documento Delta, 2002, n. 2002-03.

Datt, G., *Computational tools for poverty measurement and analysis*, Washington D.C., International Food and Nutrition Institute, 1998.

—— y M. Ravallion, "Growth and redistribution component of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s", *Journal of Development Economics*, 38: 275-295, 1992.

Foster, J., J. Greer, y E. Thorbecke, "A class of decomposable poverty measures", *Econometric* 52(3): 761-766, 1984.

Hoffmann, Rodolfo, "Relações entre pobreza absoluta, renda média e desigualdade da distribuição de renda", *Pesquisa e Planejamento Econômico* 25(2):337-358, agosto de 1995.

____, “Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da Federação”, *Revista Economia*, julio, 2005.

Kakwani, Nanak, “Income inequality and poverty: Methods of estimation and policy applications”, Londres, Oxford University Press, 1980.

____, *Poverty and economic growth: with application to Côte d´ Ivoire,* LSMS (Living Standarts Measurement Study), documento núm. 63, Washington, 1990, The World Bank.

____, “On measuring growth and inequality components of poverty with application to Thailand”, *Journal of Quantitative Economics*, vol.16, 2000.

Kuznets, Simon, “Economic growth and income inequality”, *American Economic Review*, vol. 45, núm. 1, 1955.

Neder, Henrique D, “Desenvolvimento de metodologias estatísticas aplicadas aos dados das PNAD´s”, en C. Campanhola y J. Graziano da Silva (coords.), *O novo rural brasileiro: rendas das familias rurais*, vol.5, Brasilia, 2005.

Theil, Henri, *Economics and information theory*, Amsterdam, Holanda, 1967.

¿Puede el crecimiento económico eliminar la pobreza?
es una obra del Instituto de Investigaciones Económicas de la
Universidad Nacional Autónoma de México y el Consejo de Investigación y
Evaluación de la Política Social del Estado de México.

Se terminó de imprimir en septiembre de 2011. Se tiraron
1 000 ejemplares en impresión offset en Grupo de Impresores,
calle Constituyentes Poniente No. 1316, Col. San Bernardino,
Toluca, Estado de México, Codigo Postal 50080.

La formación tipográfica estuvo a cargo
de José Enrique Amaya Romero, se utilizaron tipos Myriad Pro de
6, 9, 10, 11, 13, 16 y 18 puntos; Adobe Garamond de 9 y 11 puntos y
Times New Roman de 11 puntos sobre papel bond fotográfico blanco de 120 gr.
y los forros en cartulina sulfatada de 250 gr. con terminado laminado.

El cuidado de la edición estuvo a cargo de Marisol Simón.