



Estudios Sociales

ISSN: 0188-4557

estudiosociales@ciad.mx

Coordinación de Desarrollo Regional

México

Huesca Reynoso, Luis

Polarización por subgrupos socioeconómicos en México: 1984-2002

Estudios Sociales, vol. 13, núm. 25, enero-junio, 2005, pp. 36-68

Coordinación de Desarrollo Regional

Hermosillo, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41702502>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



Polarización por subgrupos socioeconómicos en México: 1984-2002*

*Luis Huesca Reynoso***

Fecha de recepción: 28 de octubre de 2004.

Fecha de aceptación: 7 de enero de 2005.

* El autor agradece al doctor Xavier Ramos Morilla los invaluable comentarios formulados a propósito de esta investigación, misma que fue realizada como parte del programa de doctorado del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad Autónoma de Barcelona. Asimismo, extiende un reconocimiento a las sugerencias de un dictaminador anónimo.

** Investigador Asociado del Departamento de Economía del Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo, A. C. Correo electrónico: lhuesca@cascabel.ciad.mx

Resumen / Abstract

Es bien sabido que no existe consenso único en la definición de clase social (*i. e.* clase baja, media y alta) y que, en el intento por cuantificarlas, se han producido resultados ambiguos y poco confiables. Con este punto de partida, el artículo aplica empíricamente –para el caso de México, período 1984-2002– la medida generalizada y pionera de la polarización de Esteban *et al.* (1999) y la de Gradín (2000). Ambas mediciones permiten estratificar a los individuos a través de una reagrupación estadística de la distribución y de sus atributos socioeconómicos, respectivamente, empleando los microdatos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH).

Una vez que los subgrupos son obtenidos, se recurre a un modelo de probabilidad multivariada del tipo

It is well known that no consensus exists on the definition of social classes (*i.e.* low, medium and high classes) and that attempts to quantify them have often produced some ambiguous and unreliable results. Based on the above as a starting point, this paper offers an empirical application of the statistical approaches to the phenomenon of generalized polarization by Esteban *et al.* (1999) and Gradín (2000) to the Mexican case. Both measurements allow stratifying individuals, through a statistical income distribution reagrupation and its socioeconomic attributes, respectively. Microdata from the National Survey of Household Income and Expenditure (ENIGH, according to its Spanish abbreviation) was used.



Probit Ordenado, que relaciona la influencia que las variables ejercen hacia los subgrupos, obteniéndose las probabilidades y los efectos marginales respectivos. Los resultados indican que las distancias de los ingresos entre los subgrupos se ampliaron en el período analizado y que el mayor efecto en separar los subgrupos poblacionales lo indujo la variable educativa. El modelo Probit revela que, entre 1984 y 2002, los hogares mexicanos requieren cualidades superiores en el afán de mejorar sus condiciones como grupo social –tal como un mayor nivel educativo–, mostrando a su vez que vivir en zonas urbanas ya no es garantía de pertenencia a la clase media, como solía ser al inicio del mencionado período.

Palabras clave: distribución del ingreso, polarización, clase media, agrupamiento, convergencia.

Once the social subgroups were established, an ordered Probit-type model of multivariate probability is used. It relates the influence exerted by variables on those subgroups and the probabilities and the respective marginal effects are obtained. Our findings reveal that income gaps between subgroups grew during the analyzed period, while the education variable was responsible of the biggest effect in separating the population subgroups. The Probit model showed that Mexican households required higher qualities to improve their conditions as a social group during 1984-2002. A higher education level or living in urban areas are no longer conditions to warrant an insertion into the middle class as it used to be at the beginning of the considered period.

Key words: Income distribution, polarization, middle class, clustering, convergence.

Introducción

El desarrollo de la medida formal de la polarización emerge como resultado de la insatisfacción que producía el uso de medidas estándar para la desigualdad, al intentar cuantificar la formación de grupos tanto para diversos países y distintas regiones como para un conjunto determinado de población representada por una sociedad.¹ La evolución del crecimiento económico europeo inspiró a un grupo de especialistas en la búsqueda de herramientas precisas que determinaran si, con el paso del tiempo, los países menos desarrollados de la Unión Europea convergerían con aquellos más desarrollados o, en su defecto, se daría el caso de la formación de grupos específicos de países o regiones que compartieran características económicas determinadas y bien diferenciadas.²

El trabajo pionero de Esteban y Ray (1994) establece la pauta en la definición general de la polarización, no solamente por haber creado la estructura formal que dio cuerpo al concepto y que lo distinguió de aquel referido para la desigualdad, sino por ser en la actualidad una fuente de inspiración en el tema. En este marco teórico se han creado una serie de estudios que capturan el fenómeno desde varios ámbitos, como el trabajo de Esteban *et al.* (1999), con un enfoque estadístico, y el de Gradín (2000) que incluye particiones por los atributos de los subgrupos de población. Por su parte, otros estudios, como los de Zhang y Kanbur (2001),

¹ En este caso, la interpretación se basa solamente en la posición que cada grupo mantiene en la distribución en función de su ingreso; los conceptos de clases sociales son polémicos y no existe definición única al respecto.

² Véase los trabajos de Esteban (1996) y Duró (2004).



Chakravarty y Majumder (2001), Wang y Tsui (2000) y Quah (1997), han propuesto enfoques e índices alternativos vinculados al fenómeno de la desigualdad y del crecimiento económico.

La naturaleza conceptual de la polarización conlleva a tratar con el fenómeno de desaparición de la clase media en una sociedad, el cual se explica como el debilitamiento de los grupos de ingreso medio a costa de un aumento de los grupos extremos ricos y pobres, formando dos polos definidos y diferenciados entre sí en la distribución.³ Se presupone que el declive de la clase media se ha presentado como consecuencia de las políticas económicas de corte neoliberal que han favorecido en mayor medida al capital en detrimento del bienestar de la población. Bajo este enfoque, se concluye que la polarización está presente en América Latina, tal y como lo demuestran los casos argentino, uruguayo y mexicano, países en los cuales la clase media ha pasado a representar sólo 34% del total de la población, siendo que anteriormente esta clase congregaba 44%; es decir, la clase media en los mencionados países latinoamericanos ha bajado diez puntos porcentuales en su nivel de concentración poblacional (Paraje, 2001, Gradín y Rossi, 2001; Huesca, 2003).

El objetivo de este trabajo es distinguir la relevancia de la polarización con respecto de la desigualdad y determinar los factores (distintos del ingreso) del individuo y de su entorno familiar que incidieron en el fenómeno de la polarización durante el período de estudio, sin ser por ello la intención del documento el realizar un análisis exhaustivo de la política económica y sus efectos sobre la economía del país. En la primera parte del trabajo se describe el concepto y la medida de la polarización; posteriormente se presenta el tratamiento de la base de datos, la comparación de los índices estimados y el nivel de participación relativo de los grupos, utilizándose después un modelo multivariado del tipo "Probit ordenado", a fin de calcular la pertenencia de los individuos hacia los grupos. Finalmente, en la última parte del trabajo, se muestran las conclusiones obtenidas durante el proceso de aplicación del modelo.

³ El tema de la desaparición de la clase media inspiró una serie de trabajos relacionados con la economía laboral durante los años ochenta (Rosenthal, 1985; Horrigan y Haugen, 1988). Dicha literatura mostraba la falta de consenso en el objetivo de cuantificar formalmente el problema, ya que sólo relacionaba patrones de desigualdad creciente sobre razones de ingreso en cuantiles específicos de la distribución de los asalariados, lo que implicaba la obtención de resultados muy distintos y poco robustos. La inconsistencia en los resultados que provoca la utilización de este tipo de medidas es expuesta por Wolfson (1994: 354).



El concepto y las propiedades de la polarización

En estadística existen pruebas y técnicas ampliamente utilizadas con el objetivo de agrupar cualquier distribución de datos. Las medidas de Kurtosis, de simetría, la construcción de histogramas y de funciones de densidad, son algunos ejemplos de ello. Sin embargo, no existe una receta única y los criterios más adecuados terminan siendo arbitrariamente definidos por el investigador.

El trabajo de Esteban *et al.* (1999) establece una forma homogénea que permite medir y cuantificar la formación de grupos sobre una distribución. El planteamiento inicial parte del documento teórico de Esteban y Ray (1994), el cual distingue una serie de casos en los que la polarización y la desigualdad social pueden ser explicados en la misma dirección o, en su defecto, como fenómenos totalmente opuestos.⁴ Un agrupamiento de hogares hacia distintos niveles de ingreso promedio –o modas específicas– genera una polarización creciente en una sociedad que muestra una reducción de la desigualdad (Esteban y Ray, 1994: 821). El planteamiento de Esteban y Ray es sustentado en un modelo de actitudes individuales estrechamente vinculadas al conflicto social,⁵ en donde éstas son representadas en cuatro propiedades que caracterizan la polarización sobre una distribución:

- a. La existencia de un alto grado de homogeneidad *dentro* de cada grupo (sentimiento de identificación de grupo).
- b. La existencia de un alto grado de heterogeneidad *entre* los grupos (sentimiento de alienación).
- c. Debe existir un número pequeño de grupos de gran tamaño.
- d. Los individuos aislados no generan conflicto potencial.

Las citadas propiedades indican cómo la medida de la polarización explica el comportamiento de la población en función de una interacción entre dos efectos (de alienación y de identificación) que manifiestan un proceso de antagonismo. Cada individuo ubicado en determinado grupo expresará uno de

⁴ Las medidas sobre desigualdad distinguen la concentración; sin embargo, dichos índices no son capaces de hacer una diferenciación sobre si la población se concentra en torno a dos o más polos (modas) o en una media específica de ingreso.

⁵ Para una presentación formal sobre conflicto social y distribución, véase el trabajo de Esteban y Ray (1999).



los efectos con respecto de aquel situado en otro grupo. Si el proceso es creciente, se presentará un grado más alto de identificación intragrupo, el cual, a su vez, reforzará el efecto de alienación. La polarización se concibe, entonces, como la suma de estos efectos sobre la distribución.

De esta manera, la primera propiedad de la polarización implica que los individuos muestren la máxima homogeneidad al interior de los grupos. Esta característica de la distribución provoca que la polarización aumente, mientras que la desigualdad se reduciría para cualquier medida consistente con el criterio de Lorenz⁶ (Esteban y Ray, 1994: 825).

La segunda propiedad permite afirmar que una distribución se encuentra aún más polarizada en la medida que exista una mayor heterogeneidad entre los grupos descritos y, por último, la tercera y cuarta hacen referencia a la reducida importancia que conllevan los grupos con un peso insignificante y que, por lo tanto, no son relevantes en el proceso de captar su formación.

La medición de la polarización

La polarización hace referencia a la formación de k grupos en una distribución definida por su densidad f (la original o aquella estimada sin un método paramétrico) en un intervalo cerrado $[a, b]$ con un ingreso normalizado por la media, de tal manera que $\mu = 1$, logra su máximo nivel cuando la población está dividida en dos grupos internamente homogéneos y situados en los extremos de ésta. Es así como una representación alternativa de $f = F$ se puede simplificar con una partición $P = (z_0, z_1, \dots, z_k; y_1, \dots, y_k; p_1, \dots, p_k)$, que delimita a los k grupos adyacentes en los cortes que se observan en la distribución $z_i \{a = z_0 < \dots < z_k = b\}$, donde y_i es el ingreso condicionado por la media y p_i la población relativa de los grupos. Esta partición define los grupos dentro de un intervalo de ingresos $[z_i, z_{i+1}] \forall i = 1, \dots, k$

La unión de los efectos que caracterizan la polarización se concibe como una función de identificación representada por $p_i^{1+\alpha}$ y otra de alienación debido a las distancias entre los ingresos de los individuos $|y_i - y_j|$; la fórmula propuesta por Esteban y Ray (1994) aplicada en ρ es la siguiente:

⁶ Este criterio permite explicar la noción de transferencia y su impacto sobre un aumento o disminución de la concentración del ingreso.



$$ER(\alpha, \rho) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k p_i^{1+\alpha} p_j |y_i - y_j| \quad (1)$$

donde α es la sensibilidad hacia la polarización que captura la relevancia de identificación de grupo y está acotada entre $[1, 1.6]$.⁷ Esteban y Ray (1994) demuestran que para la aplicación empírica α puede tomar tres valores: 1 para un parámetro de baja sensibilidad, 1.3 para uno moderado y 1.6 para la máxima sensibilidad.

Estadísticamente ρ es una representación de F que induce un término de error $(F; \rho)$ que explica la falta de identificación interna entre los grupos. La extensión del trabajo de Esteban *et al.* (1999) incorpora precisamente esta falta de identificación en el nivel de polarización dado en F y es expresada como la estimación de (1) sustrayendo el término error:

$$EGR(F; \alpha, \beta, \rho) = ER(\alpha, \rho) - \beta \in (F, \rho) \quad (2)$$

Ambos índices, ER y EGR , están acotados en el rango $[0, 2]$, mientras que no presenta acotamiento superior cuando el ingreso es transformado a logaritmos neperianos (Gradín y Rossi, 2000: 425). β es un parámetro libre dentro del rango $[0, 1]$ que asigna el peso a la falta de identificación interna. Si $\beta = 0$ hace referencia a la medida simple de polarización en ER , mientras que $\beta = 1$ asigna todo el peso del error de identificación entre los k grupos y hace referencia a la polarización extendida en EGR . Distintos valores entre α y β permiten demostrar la robustez de los índices a nivel empírico, independientemente del número de grupos asumido en la distribución.

El error $(F; \rho)$ se caracteriza como el nivel de dispersión dentro de los grupos y es factible obtenerlo a través de la descomposición del coeficiente de Gini.⁸ \in se minimiza al ser expresado en términos de la media de todas las distancias de ingreso entre los individuos de los k grupos. Se sustrae entonces

⁷ a no acepta valores arbitrarios, ya que existe un punto máximo en el cual la función de identificación $I(p^a)$ dejaría de satisfacer los axiomas inherentes a la medida (Esteban y Ray, 1994: 834).

⁸ Como indican Gradín y Rossi (2000: 424), el término de error mide el componente intragrupo de la descomposición del Gini en un componente "dentro" (no explicado) y otro "entre" (explicado).



la dispersión intragrupo de la desigualdad de aquella estimada para la distribución original en F :

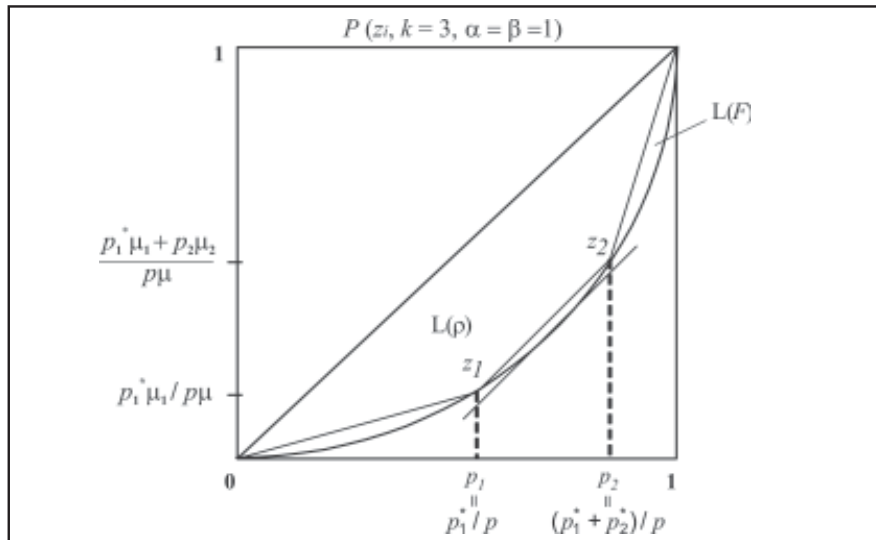
$$\epsilon(F; \rho) = G(F) - G(\rho) \quad (3)$$

Para determinar la polarización de los grupos de forma endógena, se obtiene una partición óptima para cualquier agrupación y se generaliza como $\rho^* = (z_0^*, z_1^*, \dots, z_k^*; y_1^*, \dots, y_k^*; p_1^*, \dots, p_k^*)$. Se emplea el algoritmo propuesto en Esteban *et al.* (1999):

$$z_i^* = \frac{p_i^* y_i^* + p_{i+1}^* y_{i+1}^*}{p_i^* + p_{i+1}^*} \quad (4)$$

El algoritmo z_i^* permite encontrar los cortes óptimos sobre la distribución entre dos grupos adyacentes al obtener el ingreso promedio conjunto de ambos grupos (figura 1).

Figura 1. Participación óptima de la distribución minimizando el error



Fuente: elaboración propia de acuerdo a Esteban *et al.* (1999).



A la manera tradicional, se presuponía que cualquier distribución de datos ya estaba de una u otra manera preagrupada, con lo que, asumir como dada la partición alternativa de los grupos generaba que éstos no estuvieran identificados de manera interna lo mejor posible. Por ello, el enfoque propuesto por Esteban *et al.* (1999) propone un método que utiliza un algoritmo que de forma endógena cuantifica los grupos al asignar la población por su mayor proximidad (en este caso por su ingreso) hasta el punto en que no se crucen entre ellos. La polarización de los grupos se define así, al descontar esa falta de identificación interna que generan las particiones.

La medida P que estima la polarización en F para determinado número de grupos endógenos de la partición óptima se obtiene de la siguiente manera:

$$P(F; \alpha, \beta, \rho^*) = ER(\alpha, \rho^*) - \beta[G(F) - G(\rho^*)] \quad (5)$$

La polarización por grupos

Para determinar el nivel de polarización con la contribución de los atributos de los hogares, se empleará la metodología propuesta por Gradín (2000). Esta es una extensión de la medida EGR aplicable a subgrupos de la población sobre una distribución. El autor las define bajo dos enfoques: la polarización de grupo (índice GP)⁹ y la polarización explicada (índice EP).

En este trabajo se empleó el segundo enfoque (que determina la contribución explicada de cada característica de la polarización), en el que se compara la polarización observada cuando lo determinante para la formación de los grupos en la distribución es la mayor proximidad u homogeneidad interna en el ingreso de los hogares en función de la característica dada. De esta forma, tal y como Gradín (2000: 458) lo justifica, "aunque se consideren los grupos como clases de ingreso, se debe considerar en qué medida sus miembros son

⁹ Este enfoque toma como partición la expresada por cada atributo observado (nivel educativo, clasificación socioeconómica, sexo, edad, zona urbano-rural, entre otras). Es así como la polarización total (o de grupo) será la polarización entre grupos, descontando su error de identificación como se indica en la fórmula (3), solamente que ahora la partición exógena de los grupos se realiza en caso de que los miembros compartan una misma categoría dentro del atributo de referencia en lugar de la proximidad de los ingresos, lo que implica que la formación de los grupos no refleje necesariamente intervalos de ingreso.



similares no únicamente considerando el ingreso, sino también sobre la base de otros atributos relevantes, debido a la posible existencia de correlación entre el ingreso y otras características". Visto desde esta perspectiva, varios hogares (o individuos) pertenecerán a cierta clase de grupo precisamente por su alienación hacia otra característica y, en ese caso, se podrá argumentar que dicho atributo explica en mayor medida el nivel observado de polarización.

La medida a emplear sobre la partición óptima en ρ^* está indicada en la fórmula (6). Cuando $z^* = \mu$; $G(\rho^*) = G(\rho^+)$, donde $G(\rho^+)$ indica el efecto del error inducido por la nueva partición alternativa con el conjunto de datos en $\rho^+ = (z_0, z_1, \dots, z_k; r_1, \dots, r_k; g_1, \dots, g_k)$ que agrupa los cortes de ingreso z_k , participación poblacional conjunta de subgrupos r_k y media condicional de los mismos g_k . Debido a que el corte es la media de la distribución, el índice $G(\rho^+)$ se puede expresar en términos de la desviación media relativa $[D(\rho^c)]$. De esta manera, comparando la desigualdad intergrupo y la desigualdad promedio para tal índice, tenemos la siguiente expresión:

$$EP(z^* = \mu, \alpha, \beta) = \frac{[r^\alpha + 1(1-r)^\alpha + \beta]D(\rho^c)}{[p^\alpha + (1-p)^\alpha + \beta]D(F)} \quad (6)$$

con $p = F(z)$ y r como la participación de la población en grupos con promedio de ingreso $< z$. En tanto para $\alpha = 1$, e independiente de β , la expresión (6) se simplifica como:

$$EP(z^* = \mu, \alpha = 1) = \frac{D(\rho^c)}{D(F)} \quad (7)$$

donde para cada atributo i tendremos $EP_i(F)$ y estará acotado entre $[0,1]$, el cual explicará la bipolarización generada en su totalidad cuando $EP(F) = 1$, para cualquier partición $\rho^+ = \rho$, y será igual a 0 cuando no exista polarización entre los grupos. Es importante remarcar que este enfoque no es una descomposición, por lo que la suma de los índices exagera su influencia sobre la polarización debido al solapamiento causado por la misma formación de grupos. Sin embargo, lo relevante de la medida es que permite localizar de



forma individual la influencia que cada atributo impone sobre los otros en el fenómeno de la formación de los grupos sobre la distribución de los hogares.

Aplicación empírica

Descripción de los datos y ajustes

La fuente de información para la aplicación empírica son las Encuestas Nacionales de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) levantadas por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), las cuales presentan una metodología homogénea que permite realizar un análisis detallado de los hogares e individuos a través de sus bases de datos. Las ENIGH de 1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2002 son comparables entre sí y representativas a nivel nacional a través de sus factores de expansión.¹⁰ La variable objetivo es el ingreso total disponible de los hogares referido al tercer trimestre de 2000, deflactado por el índice de precios al consumidor por estratos de ingreso¹¹ del Banco de México.

Para considerar el bienestar del hogar se aplica la escala de equivalencia de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). Al respecto, no existe consenso en la utilización de escalas de equivalencia (Duclos y Mercader, 1999: 77) y a pesar de que la escala empleada en este estudio tiene una influencia del hogar estándar europeo, es actualmente la más empleada en el contexto internacional y permite establecer comparaciones entre los estudios existentes.¹²

Las características socioeconómicas del hogar son referidas al jefe de familia y se desglosan de la forma siguiente: el nivel educativo logrado, considerando cinco categorías, desde sin estudio alguno a licenciatura y postgrado; la relación con

¹⁰ Para una descripción completa sobre las bases de datos de las ENIGH, véase Aguilar (2000) y Hernández y Velásquez (2003).

¹¹ Los estratos se expresan en salarios mínimos y su variación se ajusta al cambio de base 2000=100.

¹² Dicha escala considera el impacto que produce la relevancia de equivalencia del ingreso sobre el bienestar entre el total de miembros del hogar (adultos y niños), asignando un peso unitario al primer adulto y ponderando con un valor de 0.5 y 0.3 cada adulto adicional e infantes menores de catorce años, respectivamente.



la actividad (ocupación), que distingue entre los funcionarios, directivos y gerentes (tanto del sector público como del privado) de las demás categorías resumidas en trabajadores profesionales, técnicos especializados y trabajadores de la enseñanza; la posición en el trabajo, que distingue entre empleados y obreros asalariados, empresarios, trabajadores por cuenta propia y los pensionistas; la rama de actividad para los tres sectores tradicionales [la agricultura (incluyendo ganadería, silvicultura, caza y pesca), la industria y los servicios]; la sindicalización, la edad, el género y las zonas urbana y rural (de alta y baja densidad), como las áreas metropolitanas y aquellas localidades con población superior o igual a cien mil habitantes, en el primer caso, y menores o iguales a quince mil, en el segundo.

Evolución de la polarización y la desigualdad en México: 1984-2002

Para cumplir con el objetivo de examinar el comportamiento de la familia de índices de polarización con respecto de la desigualdad, se utilizó la familia de índices de Atkinson (1970), los cuales son consistentes con las funciones de bienestar social utilitaristas de tipo $W(x)$. Una función de bienestar de este tipo permite valorar los ingresos individuales con elasticidad constante y se expresa de la siguiente forma:

$$W(x) = \frac{1}{1-e} \sum_i p_i x_i^{1-e}, \text{ para } \forall e \geq 0 \quad (8)$$

donde el parámetro e determina el nivel (constante) de aversión relativa a la desigualdad dentro de $W(x)$. De esta forma, el índice de Atkinson se escribe como:

$$I^e = 1 - \frac{y_d}{\mu} \quad (9)$$

con ingreso medio global μ , donde y_d representa el ingreso distribuido de forma equitativa entre la población:



$$y_d = \left[\sum_i \frac{1}{n} y_i^{1-e} \right]^{\left(\frac{1}{1-e} \right)}, e > 0, e \neq 1 \quad (10a)$$

$$y_d = \frac{1}{n} \sum_i \log y_i, e = 1 \quad (10b)$$

A mayor valor del parámetro e , el índice de Atkinson I^e será más sensible a las diferencias de ingreso producidas en la parte baja de la distribución y, en el límite, la función $W(x)$ tiende a la propuesta por Rawls (1971) que valora el bienestar a través del ingreso del hogar o del individuo más pobre. Cuando $e = 0$, el bienestar social medio se aproxima a través del ingreso *per capita*, independientemente de cómo se encuentre distribuido. Para evaluar empíricamente el comportamiento de los índices de Atkinson, se utilizan los valores de aversión $e = 0.5, 1, 2$ y 20 . Este último valor es considerado para el caso de una sensibilidad extrema a la desigualdad.

En el período 1984-2002, la distribución mexicana del ingreso se ha polarizado más. Los índices y sus errores estándar¹⁵ (cuadro 1) indican que las estimaciones de la polarización (con distintos valores del parámetro α y β) son estadísticamente significativas.

Los índices logran niveles absolutos mayores en la representación de dos grupos a pesar de que el término ϵ es superior de aquél en la expresión de tres grupos, lo que manifiesta que en el primer caso las distancias de ingreso son mayores, mientras que en el segundo los grupos se encuentran más identificados entre sí.

De forma similar al aumento de la polarización, se observa que la desigualdad se ha deteriorado de manera sostenida; sin embargo, su comportamiento y nivel absoluto depende del valor de aversión asignado en e . La estimación de los índices de Atkinson considerados resulta estadísticamente significativa en conjunto (cuadro 2). En términos absolutos, el año de 1996 muestra el nivel más alto tanto en la polarización como en la desigualdad,

¹⁵ Para entender el procedimiento del cálculo de los errores estándar asintóticos, véase Cowell (1988). En nuestro caso, para su estimación empleamos rutinas de programación en el paquete estadístico Statistical Analysis (STATA, 2002).



Cuadro 1. Polarización en México, 1984-2002
Índice $P(F; \alpha, \beta = 1, \rho^*, k = 2, 3 \text{ y } 4 \text{ grupos})$

Años	Dos grupos				Tres grupos				Cuatro grupos			
	$P_{\alpha=1^*}$	$P_{\alpha=1,3^*}$	$P_{\alpha=1,6^*}$	ϵ	$P_{\alpha=1^*}$	$P_{\alpha=1,3^*}$	$P_{\alpha=1,6^*}$	ϵ	$P_{\alpha=1^*}$	$P_{\alpha=1,3^*}$	$P_{\alpha=1,6^*}$	ϵ
1984	0.212 (0.003)	0.155 (0.006)	0.109 (0.005)	0.135	0.215 (0.010)	0.144 (0.005)	0.093 (0.005)	0.061	0.182 (0.003)	0.113 (0.004)	0.067 (0.003)	0.035
1989	0.222 (0.005)	0.164 (0.006)	0.119 (0.003)	0.139	0.222 (0.004)	0.149 (0.004)	0.097 (0.005)	0.064	0.190 (0.004)	0.119 (0.003)	0.072 (0.003)	0.037
1992	0.243 (0.007)	0.183 (0.007)	0.137 (0.007)	0.142	0.238 (0.009)	0.163 (0.004)	0.109 (0.004)	0.066	0.202 (0.006)	0.128 (0.004)	0.078 (0.004)	0.037
1994	0.258 (0.006)	0.197 (0.003)	0.150 (0.005)	0.143	0.249 (0.003)	0.172 (0.004)	0.116 (0.003)	0.065	0.210 (0.003)	0.134 (0.004)	0.083 (0.004)	0.037
1996	0.292 (0.012)	0.231 (0.013)	0.185 (0.017)	0.157	0.281 (0.017)	0.203 (0.012)	0.146 (0.019)	0.071	0.235 (0.008)	0.156 (0.007)	0.106 (0.005)	0.040
1998	0.251 (0.005)	0.190 (0.004)	0.143 (0.004)	0.144	0.246 (0.005)	0.170 (0.005)	0.115 (0.003)	0.066	0.205 (0.004)	0.129 (0.002)	0.078 (0.003)	0.037
2000	0.254 (0.008)	0.193 (0.006)	0.145 (0.010)	0.144	0.248 (0.006)	0.171 (0.006)	0.116 (0.005)	0.064	0.210 (0.005)	0.135 (0.004)	0.084 (0.004)	0.037
2002	0.240 (0.005)	0.181 (0.003)	0.135 (0.004)	0.135	0.231 (0.005)	0.157 (0.003)	0.104 (0.003)	0.062	0.197 (0.002)	0.125 (0.002)	0.076 (0.002)	0.035

Fuente: estimaciones propias a partir de la base de datos desagregada de las ENIGH durante los años respectivos.

* Errores estándar entre paréntesis.



excepto para el índice I^e con aversión máxima, el cual presenta un nivel cercano al de 1984 e inferior al de 1998.

Se observa claramente que a medida que se asigna mayor sensibilidad en los parámetros respectivos de ambos índices se presenta una relación inversa de movimiento que actúa distanciando el comportamiento de uno con respecto del otro; esto es, creciente para la polarización y decreciente para la desigualdad. A partir de 1984 ambas medidas se separan y entre 1992 y 1994 divergen de forma consistente, con mayor intensidad en la polarización sobre la distribución del ingreso. En 1996 se logra un máximo en el nivel de polarización para luego reducir su tendencia en 1998, con un reducido incremento hacia el año 2000, para volver al nivel de 1998 en 2002.

A medida que se asignan parámetros de aversión reducidos a la desigualdad, los índices de Atkinson se comportan de forma similar a la polarización.

Cuadro 2. Desigualdad en México, 1984-2000
Familia de índices de Atkinson

Años	$I^e = 0.5^*$	$I^e = 1^*$	$I^e = 2^*$	$I^e = 20^*$
1984	0.193 (0.015)	0.343 (0.018)	0.588 (0.019)	0.990 (0.001)
1989	0.216 (0.014)	0.367 (0.014)	0.610 (0.013)	0.995 (0.000)
1992	0.236 (0.013)	0.400 (0.014)	0.662 (0.015)	0.998 (0.001)
1994	0.246 (0.007)	0.417 (0.009)	0.652 (0.009)	0.966 (0.000)
1996	0.356 (0.013)	0.495 (0.013)	0.679 (0.011)	0.988 (0.002)
1998	0.242 (0.008)	0.415 (0.009)	0.665 (0.010)	0.997 (0.001)
2000	0.247 (0.013)	0.413 (0.015)	0.652 (0.017)	0.997 (0.001)
2002	0.215 (0.007)	0.373 (0.006)	0.598 (0.007)	0.924 (0.001)

Fuente: estimaciones propias a partir de la base de datos desagregada de las ENIGH durante los años respectivos.

* Errores estándar entre paréntesis.



Al considerar el valor mínimo de e utilizado en este trabajo, se constata que entre 1984-1989 y 1994-1996 la desigualdad del ingreso fue más relevante que la polarización, mientras que entre 1992-1994 y 1998-2000 se invierte la situación, reflejo de que las mediciones de la desigualdad en México, que valoran en mayor magnitud la parte alta de la distribución, producen cambios más sustanciosos a medida que la distribución del ingreso se torna más concentrada. Este comportamiento sustenta las ventajas que conlleva utilizar este tipo de índices éticos sobre los tradicionalmente empleados¹⁴ en el objetivo de analizar rigurosamente la desigualdad.

Es interesante notar que un índice tan sensible como $I^e = 20$, y aún con valores de aversión superiores, no genera cambios relevantes, mientras aquellos con aversión baja muestran cambios de alto impacto sobre la desigualdad del ingreso en México¹⁵. Cuando la distribución se divide en dos, tres y cuatro grupos (cuadro 3), el sentido de la variación de la polarización en años consecutivos es robusto en la estimación *EGR* –y para cualquier nivel de sensibilidad de α – y se comprueba para determinados períodos una evolución opuesta a la desigualdad.

Entre 1984 y 1992 ambos índices *EGR* e I^e muestran aumentos consistentes. Durante el resto del período se observan tres ocasiones en las que, si bien con distinta magnitud, ambos fenómenos varían en sentido opuesto: 1992-1994, 1996-1998 y 1998-2000. En términos generales, se observa que las desigualdades con alta y extrema aversión tienden a variar en sentido opuesto al de la polarización. Es así como podemos concluir que ambas medidas se comportan de forma significativamente distinta y que su movimiento de dirección es ciertamente complejo, el cual depende en gran medida de la valoración que se tenga sobre la distribución.

¹⁴ Una excepción es la familia de índices de entropía, ya que ésta incluye transformaciones monótonas de la clase completa de índices de Atkinson (Shorrocks, 1980: 622)

¹⁵ En contraste, y considerando tres parámetros de aversión e (0.5, 2 y 100), el trabajo de Esteban (1996: 14) muestra como la desigualdad interprovincial en España se redujo consistentemente entre 1973 y 1989, excepto para el índice de Atkinson con una extrema sensibilidad, lo que es indicativo de un empeoramiento de la situación en las provincias con ingreso más reducido (situadas por debajo del ingreso *per capita* nacional) y a las que, en este caso, se les atribuye un mayor peso.



Cuadro 3. Sentido de la variación temporal de los índices P^α y A^e , 1984-2002

Años	Polarización 2, 3 y 4 grupos			Desigualdad			
	$P^{\alpha=1}$	$P^{\alpha=1.3}$	$P^{\alpha=1.6}$	$I^e = 0.5$	$I^e = 1$	$I^e = 2$	$I^e = 20$
1984-1989	+	+	+	+	+	+	+
1989-1992	+	+	+	+	+	+	+
1992-1994	+	+	+	+	+	-	-
1994-1996	+	+	+	+	+	+	+
1996-1998	-	-	-	-	-	-	+
1998-2000	+	+	+	+	-	-	=
2000-2002	-	-	-	-	-	-	-
1984-2002	+	+	+	+	+	+	-

Fuente: elaboración propia con base en datos de los cuadros 1 y 2, obtenidos de las ENIGH durante los años respectivos.

+: Indica un aumento del índice respecto del valor anterior.

-: Indica un descenso del índice respecto del valor anterior.

=: Indica una estabilización del valor.

Representación óptima de la partición poblacional

Cuando la sociedad se divide en dos grandes grupos –pobres y ricos (p_1 y p_2)– se muestra el peso que impone el concepto de la bipolarización sobre la distribución, la cual será creciente en los casos en que la separación poblacional sea simétrica y se presente una distancia creciente entre los ingresos de los grupos. Por su parte, el análisis de la polarización que refleja el tamaño de la clase media en México se realiza al asumir la existencia de tres grupos en la población. Es así como se extiende el análisis a una partición óptima de la distribución que refleje a la sociedad en su conjunto; esto es, las clases baja, media y alta (p_1 , p_2 y p_3 , respectivamente).

En los resultados para las particiones consideradas, desde dos hasta cuatro grupos (cuadro 4), se observa que la proporción de población en el grupo más bajo (p_1) es creciente en la mayor parte del período; en la representación de dos grupos, la bipolarización logra su nivel más alto durante el año de 1996. Esto se explica por el crecimiento máximo del ingreso medio del grupo rico, que representó hasta 5.9 veces la participación del ingreso medio de los pobres, separando a los grupos con 77 y 22%, respectivamente.



La representación óptima de las clases socioeconómicas –de tres grupos– indica una tendencia decreciente del peso de la clase media. Para 2002 se observa una reducción de la clase media en cuatro puntos porcentuales con respecto de 1984. Los efectos de la crisis de 1995 fueron determinantes durante 1996, ya que desplazaron primordialmente los hogares del citado grupo hacia el de ingresos bajos e incrementaron este último en alrededor de tres puntos adicionales de 1994 a 1996, lo que provocó la menor participación de la clase media en el período, con sólo 29.3% sobre el total. El aumento en la

Cuadro 4. Representación óptima (F ; ρ^* , $k = 2, 3$ y 4) en la distribución del ingreso total disponible equivalente en México, 1984-2002

Dos grupos

Años	Población		Medias		Razón	Corte
	ρ_1	ρ_2	μ_1	μ_2	μ_2/μ_1	z
1984	0.684	0.316	0.49	2.09	4.26	1.00
1989	0.708	0.292	0.49	2.23	4.55	1.00
1992	0.726	0.274	0.47	2.40	5.10	1.00
1994	0.733	0.267	0.45	2.50	5.50	1.00
1996	0.776	0.224	0.43	2.55	5.93	1.00
1998	0.724	0.276	0.45	2.43	5.40	1.00
2000	0.730	0.270	0.45	2.47	5.48	1.00
2002	0.717	0.283	0.47	2.32	4.88	1.00

Tres grupos

Años	Población			Medias			Cortes	
	ρ_1	ρ_2	ρ_3	μ_1	μ_2	μ_3	z_1	z_2
1984	0.458	0.398	0.144	0.36	0.99	3.01	0.64	1.58
1989	0.482	0.378	0.140	0.35	0.97	3.30	0.62	1.61
1992	0.562	0.335	0.103	0.34	0.98	3.65	0.60	1.69
1994	0.579	0.320	0.101	0.32	0.97	3.78	0.58	1.72
1996	0.607	0.293	0.100	0.31	0.97	4.94	0.56	1.91
1998	0.546	0.337	0.117	0.33	0.99	3.69	0.60	1.72
2000	0.555	0.342	0.102	0.32	0.96	3.79	0.59	1.70
2002	0.506	0.357	0.136	0.35	0.96	3.34	0.60	1.64



Cuatro grupos

Años	Población				Medias				Cortes		
	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	z_1	z_2	z_3
1984	0.349	0.322	0.237	0.092	0.28	0.69	1.37	3.82	0.48	0.98	2.05
1989	0.366	0.333	0.220	0.081	0.29	0.69	1.40	4.37	0.48	0.97	2.19
1992	0.374	0.340	0.211	0.075	0.27	0.67	1.44	4.87	0.46	0.96	2.35
1994	0.378	0.337	0.204	0.080	0.25	0.65	1.44	4.87	0.44	0.95	2.41
1996	0.422	0.345	0.193	0.040	0.25	0.62	1.54	5.60	0.41	0.95	2.93
1998	0.367	0.333	0.215	0.085	0.25	0.64	1.41	4.62	0.44	0.94	2.31
2000	0.392	0.326	0.206	0.076	0.26	0.66	1.44	5.06	0.45	0.96	2.41
2002	0.370	0.333	0.210	0.087	0.28	0.67	1.43	4.28	0.47	0.96	2.27

Fuente: estimaciones propias a partir de la base de datos desagregada de las ENIGH durante los años respectivos.

Nota: los ingresos se muestran condicionados por la media global.

participación del ingreso del grupo alto sobre la media global en el año de 1996, hasta en 5.9 veces, no es un resultado sorprendente, ya que se debe a la significativa reducción del ingreso familiar equivalente promedio durante el mismo año.¹⁶

La polarización por características

Esta sección aborda los resultados obtenidos al aplicar el enfoque de la polarización explicada, presentándose los índices que explican la bipolarización por característica socioeconómica del jefe del hogar durante el período (cuadro 5) y las particiones degeneradas –por ser exógenas, ya que en este caso el corte viene determinado por la misma característica– de ingresos medios en su expresión bimodal en los años inicial y final (cuadro 6). Es evidente que la educación lograda por el jefe de familia es la que genera que el estrato medio se polarice en mayor medida hacia la parte baja de la distribución, debido a que muestra el mayor incremento en la razón de los niveles de ingreso alto hacia el de los bajos, de 2.3 a 3.4 veces, y su valor explicado pasa de 0.366 a 0.61 en el período. En esta parti-

¹⁶ Entre 1994 y 1996 el ingreso promedio real equivalente trimestral de las familias disminuyó 28.2%, al pasar de 9 943 a 7 142 pesos.



ción, los grupos son los de baja cualificación (desde sin estudios hasta secundaria) y los de alta (desde bachillerato hasta postgrado).

Al analizar los resultados (cuadro 5 y 6) se muestra un proceso de formación de dos grupos educativos bien definidos con mayor peso en la participación pobre. En este orden le sigue la zona urbano-rural, con 27.7% en el grupo pobre y 72.3% en el rico, que, para 2002, explica, *ceteris paribus*, que hasta 44% de la polarización es generada en la distribución (este fenómeno se explica no sólo por la creciente distancia del ingreso en el grupo pobre rural con respecto del rico urbano, sino también por la pérdida de peso poblacional en el entorno rural, debido a las migraciones hacia Estados Unidos y hacia las zonas urbanas que se presentaron durante el período). A ésta le sigue la rama de actividad, con 28.4%, y la posición y la ocupación en el trabajo, con 19 y 18% de forma respectiva.

En línea con los resultados de Gradín (2000) para España, el género y la edad se muestran como los atributos que menos inciden en la bipolarización. En suma, la tendencia al desplazamiento de los grupos medios hacia la parte baja de la distribución tiene mayor incidencia sobre las características de la educación, la posición y la ocupación, que, a su vez, coinciden en mayor proporción con el grupo de pertenencia de los asalariados, los trabajadores por cuenta propia, los de la educación y los obreros.

Cuadro 5. Polarización explicada por características en México, 1984-2002
Contribución ($\alpha = 1$)

Variables	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000	2002
Educación	0.366	0.520	0.562	0.610	0.657	0.599	0.626	0.610
Posición	0.112	0.168	0.239	0.149	0.198	0.203	0.197	0.193
Ocupación	0.153	0.102	0.190	0.204	0.213	0.195	0.194	0.186
Rama	0.279	0.318	0.283	0.370	0.343	0.296	0.291	0.284
Edad	0.048	0.092	0.096	0.109	0.165	0.088	0.127	0.078
Género	0.021	0.026	0.007	0.024	0.024	0.010	0.042	0.020
Sindicato	0.138	0.148	0.081	0.091	0.139	0.095	0.099	0.092
Urbana-rural	0.344	0.479	0.470	0.515	0.433	0.459	0.395	0.440

Fuente: estimaciones propias a partir de la base de datos desagregada de las ENIGH durante los años respectivos.



Cuadro 6. Particiones bimodales por característica en México, 1984 y 2002

Características	Rico/pobre g_2/g_1		Participación pobre r_1 (%)		Participación rica r_2 (%)	
	1984	2002	1984	2002	1984	2002 ¹
Educación	2.35	3.36	88.5	83.3	11.5	16.7
Posición	1.67	2.53	94.0	95.0	6.0	5.0
Ocupación	3.00	3.45	97.3	94.2	2.7	5.8
Rama	1.51	1.85	37.8	35.9	62.2	64.1
Edad	1.71	1.26	32.1	19.3	67.8	80.7
Género	1.11	1.16	13.7	19.6	86.3	80.4
Sindicato	1.31	1.46	81.0	90.5	19.0	9.5
Urbana-rural	1.72	2.35	35.1	27.7	64.9	72.3

Fuente: estimaciones propias a partir de la base de datos desagregada de las ENIGH durante los años respectivos.

¹ En relación al ingreso promedio de cada grupo.

Pertenencia hacia los grupos en tres clases de ingreso: nivel bajo, medio y alto

En este punto se utilizará un modelo Probit Ordenado con el objeto de determinar en forma paramétrica la probabilidad de pertenencia hacia los grupos de ingreso (bajo, medio y alto) de la sociedad mexicana. De esta forma, el Probit Ordenado pertenece a la clase de modelos multivariados discretos, que si bien fallan en detectar la naturaleza ordinal de la variable dependiente (ya que las diferentes respuestas con *ranking* [1, 2, 3..., n] en la variable dependiente serán tratadas por igual en la regresión lineal), permiten predecir las probabilidades entre los distintos conjuntos de alternativas por parte del evento. El modelo es una regresión discreta de la siguiente forma:

$$y^* = \beta' z_i + \varepsilon \quad (11)$$

con z_i como el vector de variables independientes y ε un residuo que se asume normalmente distribuido entre las observaciones. Al igual que en el modelo Probit, se normaliza lo mismo la media que la varianza de ε dentro del rango [0, 1] con el fin de obtener probabilidades no negativas. Es así que, tal y como



se definió previamente por la partición endógena en tres grupos con el algoritmo de la fórmula (4), llamaremos p_1 , p_2 y p_3 a las clases socioeconómicas y, por tanto, observaremos:

$$\begin{aligned} p_1 &= 1, \text{ si } y^* \leq 0, \\ p_2 &= 2, \text{ si } 0 < y^* \leq \mu_1 \\ p_3 &= 3, \text{ si } \mu_1 < y^* \leq \mu_2. \end{aligned} \quad (12)$$

donde las μ 's son parámetros desconocidos a estimarse en el modelo. Éstas deben ser positivas con el fin de obtener probabilidades no negativas:

$$0 < \mu_1 < \mu_2$$

Siguiendo la formulación de Greene (2000: 876), a través de la distribución normal se tiene el siguiente proceso de estimación de las probabilidades:

$$\begin{aligned} \Pr(p_1 = 1) &= 1 - \Phi(-\beta'x), \\ \Pr(p_2 = 2) &= \Phi(\mu - \beta'x) - \Phi(-\beta'x), \\ \Pr(p_3 = 3) &= 1 - \Phi(\mu - \beta'x) \end{aligned} \quad (13)$$

donde F representa la función de densidad poblacional. Este modelo tendrá solamente un parámetro m desconocido debido a que la probabilidad de que ocurra el j -ésimo evento es:

$$\Pr(y = j) = 1 - \Phi(\mu_{j-1} - \beta'x) \quad (14)$$

En un primer momento, y una vez que el modelo es seleccionado de entre las combinaciones de variables con mayor significancia estadística, se realiza el análisis de sección cruzada entre ambos años y se obtienen los efectos marginales (cuadro 7 y 8), para después realizar el análisis conjunto con un *pool* de datos durante 1984-2002 (gráfica 1).¹⁷

¹⁷ Las observaciones de las bases de datos para 1984 y 2002 son 4 724 y 17 137 de forma respectiva; en tanto que el *pool* que contiene todas las muestras de las ocho encuestas, engloba un total de 86 565 observaciones.



Cuadro 7. Probabilidades de pertenencia al grupo social en México, 1984 y 2002

Variables	1984				2002			
	p_1	p_2	p_3	μ	p_1	p_2	p_3	μ
Primaria	0.275	0.544	0.180	0.248	0.433	0.474	0.093	0.231
Secundaria	0.181	0.545	0.274	0.181	0.347	0.516	0.136	0.193
Bachillerato	0.087	0.474	0.439	0.054	0.162	0.531	0.308	0.101
Licenciatura	0.024	0.295	0.682	0.045	0.052	0.395	0.552	0.066
Agropecuario	0.597	0.363	0.039	0.279	0.689	0.287	0.024	0.188
Servicios	0.477	0.450	0.073	0.202	0.537	0.406	0.057	0.249
Asalariado	0.457	0.463	0.080	0.552	0.544	0.402	0.055	0.523
Empresario	0.249	0.549	0.203	0.060	0.241	0.543	0.216	0.050
Gerente	0.181	0.545	0.274	0.027	0.244	0.543	0.213	0.019
Obrero	0.486	0.444	0.070	0.237	0.569	0.383	0.048	0.230
Sindicado	0.342	0.523	0.135	0.189	0.549	0.398	0.053	0.905
Hombre	0.428	0.480	0.092	0.863	0.529	0.412	0.059	0.804
Edad (≤ 25)	0.507	0.430	0.063	0.095	0.659	0.312	0.029	0.058
Edad (≥ 55)	0.387	0.502	0.110	0.226	0.559	0.390	0.051	0.254
Urbana	0.386	0.503	0.111	0.649	0.474	0.449	0.077	0.723
Miembro (>6)	0.510	0.428	0.062	0.394	0.651	0.318	0.030	0.221
Frecuencias observadas	0.459	0.395	0.145	0.333	0.506	0.357	0.137	0.333

Fuente: estimaciones propias a partir de la base de datos desagregada de las ENIGH durante los años respectivos.

Nota: las variables de referencia se señalan en los paréntesis enlistados a continuación: Educativas = nivel de estudios logrado (sin estudios); Sector de actividad = agropecuario y servicios (industria); Posición en el trabajo = asalariado y empresario (jornalero agrícola); Tipo de ocupación = funcionario o gerente del sector público y privado y obrero-artesano (comerciante); Laboral = sindicado (no sindicado); Género = hombre (mujer); Edad = ≤ 25 y ≥ 55 años ($25 < \text{edad} < 55$); Zona = urbana (rural); Miembros en familia = >6 (<6).

Se estimó la prueba de igualdad de coeficientes entre las categorías de respuesta (la razón de máxima verosimilitud) para modelos discretos en cada corte transversal, y con 95% de confianza se obtiene una χ^2 con 16 grados de libertad de 85.7 y 241.7 en 1984 y 2002, respectivamente. Las pruebas individuales de Wald en el año 2002 muestran indicios de al menos una relación lineal entre la variable del sector servicios con respecto de las demás. Sin embargo, su error estándar es reducido (0.024) y la obtención de las probabilidades no se ve afectada.



Cuadro 8. Efectos marginales* de pertenencia para tres grupos de ingreso en México entre 1984 y 2002

Variables	1984			2002		
	p_1	p_2	p_3	p_1	p_2	p_3
Primaria	-0.218	0.105	0.113	-0.131	0.087	0.044
Secundaria	-0.286	0.088	0.198	-0.232	0.141	0.091
Bachillerato	-0.376	0.015	0.361	-0.420	0.157	0.263
Licenciatura	-0.446	-0.160	0.606	-0.529	0.022	0.507
Agropecuario	0.222	-0.145	-0.077	0.192	-0.147	-0.046
Servicios	0.050	-0.031	-0.019	0.004	-0.003	-0.001
Asalariado	0.046	-0.027	-0.019	0.020	-0.014	-0.006
Empresario	-0.200	0.081	0.119	-0.310	0.147	0.163
Gerente	-0.263	0.074	0.189	-0.296	0.139	0.157
Obrero	0.065	-0.040	-0.025	0.045	-0.033	-0.013
Sindicado	-0.117	0.062	0.055	0.154	-0.097	-0.057
Hombre	-0.059	0.037	0.022	-0.026	0.019	0.007
Edad (≤ 25)	0.078	-0.050	-0.028	0.133	-0.102	-0.031
Edad (≥ 55)	-0.063	0.036	0.028	0.034	-0.024	-0.010
Urbana	-0.145	0.090	0.055	-0.209	0.157	0.052
Miembro (>6)	0.121	-0.074	-0.047	0.152	-0.114	-0.038

Fuente: estimaciones propias a partir de la base de datos desagregada de las ENIGH durante los años respectivos.

* Es el cambio discreto en la variable categórica de 0 a 1.

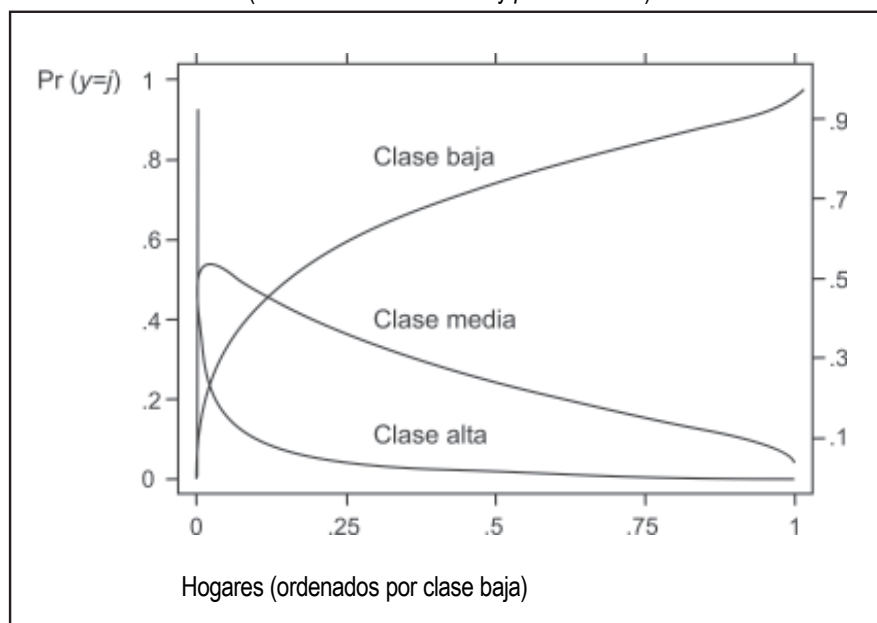
Los coeficientes del modelo por sí solos no expresan nada de forma directa, por lo que es necesario realizar cálculos adicionales.¹⁸ El análisis al interior de las variables se lleva a cabo al comparar las probabilidades que resultan cuando la variable toma sus respectivos valores dicotómicos con aquellos que ocurren en las demás variables y se mantienen constantes sus medias muestrales. En 1984 las variables que presentan las mayores probabilidades de pertenencia a la clase media son los estudios primarios y secundarios del cabeza de familia que trabaja en el sector de los servicios, sindicalizado y que reside en zona urbana.

La situación cambia en 2002. Aquellos hogares donde el jefe poseía al menos los estudios primarios terminados, aumentó la probabilidad de ser pobre en 15.8 puntos; esto es, 57% de incremento. Al mismo tiempo, este

¹⁸ Los resultados de los coeficientes no se muestran aquí por razones de espacio; sin embargo, están disponibles a petición del lector.



Gráfica 1. Probabilidades de pertenencia al grupo socioeconómico en México durante 1984-2002
(Modelo Probit Ordenado y *pool* de datos)



Fuente: estimaciones propias a partir de la base de datos desagregada de las ENIGH durante los años respectivos.

grupo reduce su probabilidad de pertenencia a la clase media en siete puntos, con 47.4% en 2002. El ámbito urbano del hogar reduce su probabilidad de vinculación a la clase media en México en 5.4 puntos (de 50.3 a 44.9%), mientras que su probabilidad hacia el grupo pobre aumentó en 8.8 puntos porcentuales.

Los hogares con mayor probabilidad de pertenecer al grupo bajo en 2002 son aquellos con actividades dentro del sector agropecuario (69%), con jefe sin estudios (58%), obreros y artesanos (57%), asalariados (54.4%) y los ubicados en hogares con un número mayor a seis miembros (65%). La edad indica una probabilidad de pertenencia alta al grupo bajo para ambos colectivos empleados en el modelo (jóvenes y de edad avanzada), con 66% y 56%, respectivamente.

A continuación, se introducen los efectos marginales (EM) del modelo (cuadro 8). Los EM permiten detectar el cambio discreto de cada variable en el modelo (esto



es, de no poseer la característica a tenerla), obteniéndose resultados en general reveladores. Los EM muestran que entre 1984 y 2002 los hogares requieren de mayores esfuerzos para mejorar su posición socioeconómica en la sociedad, entre los que se cuentan mayores requerimientos de capital humano de sus integrantes y la posesión de una serie de características con capacidades más acordes al cambio estructural y al cambio técnico del mercado laboral por el que ha transitado la economía mexicana en las dos décadas previas. Los EM deben sumar cero, lo que expresa el requerimiento de que las probabilidades del evento sumen 1.

El EM muestra una reducción de la probabilidad de ser pobre cuando el jefe del hogar no tiene grado de estudios y pasa al siguiente nivel (primaria), ya que los EM son negativos para cualquier nivel educativo dentro de este grupo. Este fenómeno muestra un cambio particular en el período analizado, ya que mientras en 1984 la licenciatura y postgrado consolidaban una pertenencia hacia la clase de ingresos altos con EM positivos, para el año 2002 su efecto se reduce y se distribuye entre la clase media y la de ingresos altos, con 2.2 y 50.7 puntos marginales, respectivamente, además que presenta una mayor reducción en la probabilidad de pertenecer al grupo pobre. Los otros niveles educativos indican un incremento mayor del EM sobre la ocurrencia del evento de la clase media entre ambos años.

Atributos tales como el sector agropecuario, la zona rural, los asalariados y los ocupados en la rama fabril, reflejan efectos marginales con signo positivo para el grupo de bajos ingresos y negativo al de la clase media. Pasar a ser asalariado disminuye el EM sobre la pertenencia de la clase media en 2.7 puntos en 1984, mientras que en el año 2002 se observa una mejoría, ya que el EM es menos reducido (-1.4 puntos). Otro hallazgo es que los trabajadores sindicalizados han deteriorado su situación, implicando una probabilidad de salida del grupo alto y medio por el orden de 5.7 y 9.7 en cada caso y un sólido aumento marginal hacia el grupo de ingresos bajos. Este fenómeno puede ser explicado tanto por el aumento del empleo formal precario y del empleo informal –independiente–, debido a que este último tipo de empleo tiende a pagar mejores remuneraciones durante los últimos años en México (Maloney, 2002), discriminando al empleo generado en el sector formal.

Al observar (gráfica 1) el comportamiento de las probabilidades predichas por el modelo para el período completo,¹⁹ es interesante destacar cómo al ordenar de

¹⁹ Este tipo de análisis se implementa con el total de observaciones de las muestras empleadas y se conoce como regresión de *pool* de datos.



forma creciente a la clase baja, la probabilidad de pertenencia hacia este grupo aumenta y la curva de probabilidades para los ingresos altos se reduce y es convexa al origen, mientras que para la clase media se reduce la ocurrencia del evento durante el periodo analizado, fenómeno que refleja un patrón de reducción de probabilidad que impacta a los hogares de clase media en México a medida que se considera al conjunto de la población durante 1984-2002.

Evidencia empírica y contrastes

En términos comparativos, los trabajos de Esteban *et al.* (1999) y Gradín (1999) permiten conectar el fenómeno con los resultados de esta investigación.²⁰ Se observa que la polarización entre México y Estados Unidos ha seguido un patrón similar con la partición óptima en tres grupos y $\alpha = \beta = 1$.²¹ Durante la década de los años ochenta, el tamaño de la clase media en Estados Unidos se ubica alrededor de 37.5%, mientras que en los años noventa presenta una mejora al representar 38.8% de la población (Esteban *et al.*, 1999: 26).

Las particiones óptimas de otros países reportadas por Gradín (1999) indican que el declive más notorio se produce en Hungría al pasar de 40.4% en 1991 a 35.9% en 1995, mientras que el mayor aumento se encuentra en Noruega, en donde se incrementó de 37.3% en 1979 a 42.8% en 1991.

En otro país como España, las proporciones de hogares en clase media alcanzaron un nivel de hasta cuarenta por ciento en los años noventa. En México la proporción de hogares de clase media en 1992 se ubicó en 33.5% y en 2002 representó 35.7%. Es así como México se ubica como el más polarizado, debido al menor tamaño de su clase media, por un lado, y el distanciamiento producido entre los ingresos de los grupos, por el otro.

²⁰ Véase Esteban *et al.* (1999) para una descripción más detallada de las tendencias de la polarización en un grupo de países desarrollados y Gradín (1999) para un comparativo en una selección más amplia de países.

²¹ En este caso, la expresión del índice *EGR* es robusta a transferencias en cualquier punto de la distribución al combinar una reducida aversión a la polarización con todo el peso del error de identificación entre los grupos considerados.



Conclusiones

La medición de la polarización bajo dos enfoques permite advertir un peso decreciente de la clase media en México entre 1984 y 2002. El fenómeno se explica por la divergencia hacia una distinta media de ingreso entre los grupos sociales, problema acentuado al ir de la mano con incrementos en la desigualdad con un mayor énfasis en la parte alta de la distribución. Se ha comprobado empíricamente que ambos fenómenos se comportan de manera distinta dependiendo del grado de sensibilidad otorgado a los índices. A mayores grados de aversión en los parámetros de ambas familias de índices, la desigualdad no genera cambios relevantes sobre la distribución, mientras que la polarización se muestra extremadamente sensible.

Para cualquier valor del parámetro α , tanto la polarización simple como la extendida son de dimensión máxima cuando se representa la distribución del ingreso en dos grupos, a pesar de que el término de error intragrupo ϵ es superior con respecto de aquel obtenido para la expresión de tres y cuatro grupos.

La partición óptima de la sociedad mexicana, bajo el enfoque planteado, muestra una reducción de la clase media al pasar de 40 a 36% del total de los hogares en el período analizado. Por características socioeconómicas, se comprobó que el nivel educativo y la zona urbano-rural del jefe del hogar contribuyeron sustancialmente al aumento de la polarización y, al mismo tiempo, permitieron la formación de grupos más cohesionados. Los atributos de la edad y el género son el caso opuesto, pero sus efectos no contraponen la tendencia descrita.

El Probit muestra que la educación es robusta a los cambios discretos de las variables, ya que cualquier paso al siguiente nivel educativo mejora las condiciones del hogar. El modelo predice que entre 1984 y 2002 las familias requieren de un mayor nivel de capacidades para mejorar sus condiciones socioeconómicas.

En el contexto internacional, México se posiciona como un país con elevado nivel de polarización, con un menor nivel de clase media en el conjunto de países descritos. El fenómeno se caracteriza por una reducción de peso del grupo de altos ingresos, con una creciente divergencia de los ingresos, por un lado, y un declive del peso poblacional en los hogares de clase media, por el otro.



La medida de la polarización sienta las bases para realizar estudios futuros que demanden aproximaciones eficaces en el ámbito regional-local de México y para, en el mismo sentido que la Unión Europea lo ha implementado, lograr un exitoso monitoreo de los procesos de convergencia/divergencia como resultado de las políticas de crecimiento y desarrollo.



Bibliografía

- Aguilar, Genaro (2000) *Desigualdad y Pobreza en México ¿Son inevitables?*, México, UNAM/IIEC/IPN/CIECAS/Portúa, pp. 13-203.
- Atkinson, Anthony B. (1970) "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, núm. 2, New York University, EE. UU. pp. 244-263.
- Cowell, Frank (1988) "Sampling Variance and Decomposable Inequality Measures", *Journal of Econometrics*, vol. 42, EE. UU., pp. 27-41.
- Chakravarty, Satya y Amita Majumder (2001) "Inequality, Polarization and Welfare: Theory and Applications", *Australian Economic Papers*, vol. 40, núm. 1, marzo, University of Adelaide and Flinders University of South Australia, pp. 1-13.
- Duclos, Jean Yves y Magda Mercader (1999) "Household Needs and Poverty: With Application to Spain and the U.K.", *Review of Income and Wealth*, series 45, núm. 1, Princeton, marzo, pp. 77-98.
- Duró, Juan Antonio (2004) "Polarització comarcal de rendes a Catalunya", *Document de Treball*, núm. 04-03, Departament d'Economia Aplicada, UAB, marzo.
- Esteban, Joan María (1994) "La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis", en *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Institut d'Anàlisi Econòmica, Fundació de Economia Analítica, Campus UAB, Bellaterra, Barcelona, pp. 13-82.
- (1996) "Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España", *Revista de Economía Aplicada*, núm. 11, vol. IV, España, pp. 5-26.
- Esteban, Joan María, Carlos Gradín y Debraj Ray (1999) "Extensions of a Measure of Polarization, with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries", Luxembourg Income Study, *Working Paper Series*, núm. 218, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse, New York, Syracuse University.
- Esteban, Joan María y Debraj Ray (1994) "On the Measurement of Polarization", *Econometrica*, núm. 62, Massachusetts, pp. 819-852.
- (1999) "Conflict and Distribution", *Journal of Economic Theory*, Vol. 87, New York University y Cornell University, EE. UU., pp. 379-415.
- Gradín, Carlos (1999) "Polarization and Inequality: An International Comparison", en *Essays on Polarization Measurement* (tesis doctoral) Departamento de Economía e Historia Económica, Universidad Autónoma de Barcelona, pp. 46-68.
- (2000) "Polarization by Sub-populations in Spain: 1973-91", *Review of Income and Wealth*, Series 46, núm. 4, Princeton, diciembre, pp. 457-474.



- (2002) "Polarization and Inequality in Spain: 1973-91", *Journal of Income Distribution*, vol. 11, núm. 1, Canadá, Cork University, pp. 34-52.
- Gradín, Carlos y Máximo Rossi (2000) "Polarización y desigualdad salarial en Uruguay, 1986-1997", *El Trimestre Económico*, vol. LXVII, núm. 3, México, pp. 421-443.
- (2001) "Income Distribution in Uruguay: The Effects of Economic and Institutional Reforms", *Documento de Trabajo*, núm. 3, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay.
- Greene, William (2000) *Econometric Analysis*, EE. UU., Prentice-Hall, 4a. ed., pp. 875-879.
- Hernández, Enrique y Jorge Velásquez (2003) *Globalización, desigualdad y pobreza. Lecciones de la experiencia mexicana*, 1a. edición, México, UAM-Iztapalapa/Plaza y Valdez, pp. 13-217.
- Horrigan, Michael y Steven Haugen (1988) "The Declining Middle Class: a Sensitivity Analysis", *Monthly Labour Review*, vol. 108, núm. 5, Washington, Department of Labor, mayo, pp. 3-13.
- Huesca, Luis (2003) "Análisis de la Polarización del ingreso de los Hogares en México durante el periodo 1984-2000", en *Investigación Económica*, Vol. LXII, Num. 246, octubre-diciembre, pp. 89-123.
- INEGI (1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002) Bases de Datos, Encuestas Nacionales de Ingresos y Gastos de los Hogares, México (disco compacto 1996, 2000 y 2002).
- Jenkins, Stephen (1995) "Did the Middle Class Shrink during the 1980s? UK Evidence from Kernel Density Estimates", *Economics Letters*, núm. 49, Princeton, School of Social Science, pp. 407-413.
- (1996) "Recent trends in the UK income distribution: What Happened and Why?", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 12, núm. 1, Inglaterra, Oxford University Press, pp. 29-46.
- Maloney, William (2002) "Distortion and Protection in the Mexican Labor Market", *Working Paper*, núm. 138, Washington, The World Bank, Center for Research on Economic Development and Policy Reform, abril.
- Paraje, Guillermo (2001) "Inequality and Polarization in the Great Buenos Aires, 1986-1999", en *The XVIII Latin American Meeting of The Econometric Society*, Buenos Aires, Argentina, University of Cambridge, pp. 1-44.
- Quah, Danny (1997) "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs", *Journal of Economic Growth*, vol. 2, núm. 1, EE. UU., Brown University/Hebrew University, pp. 27-59.



- Rawls, Joseph (1971) *A Theory of Justice*, Cambridge, M. A. Harvard University Press, Inglaterra.
- Rosenthal, Neal (1985) "The Shrinking Middle Class: Myth or Reality?", *Monthly Labour Review*, vol. 108, núm. 3, Washington, Department of Labor, marzo, pp. 3-10.
- Shorrocks, Anthony (1980) "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, vol. 48, núm. 3, Massachusetts, pp. 886-902.
- STATA (2002), vol.8, Stata Statistical Software, Stata Press, College Station, Texas.
- Wang, You-Quiang y Kai-Yuen Tsui, (2000) "Polarization Orderings and New Classes of Polarization Indices", *Journal of Public Economic Theory*, vol. 2, núm. 3, EE. UU., University of Illinois, pp. 349-363.
- Wolfson, Michael (1994) "When Inequalities Diverge", *American Economic Review*, vol. 84, núm. 2, EE. UU., American Economic Association, pp. 353-358.
- (1997) "Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results", *Review of Income and Wealth*, vol. 43, núm. 4, EE. UU., Princeton, pp. 401-421.
- Zhang, Xiaobo y Ravi Kanbur (2001) "What Difference Do Polarization Measures Make? An Application to China", *Journal of Development Studies*, vol. 37, núm. 3, Inglaterra, London School of Economics, pp. 85-98.