



Munich Personal RePEc Archive

**Is the middle class vanishing in Mexico?:  
An application of polarization by  
subgroups between 1984 and 2000.**

Huesca, Luis

Universitat Autònoma de Barcelona

February 2004

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/14390/>  
MPRA Paper No. 14390, posted 01 Apr 2009 06:26 UTC

¿DESAPARECE LA CLASE MEDIA EN MEXICO?: UNA APLICACION DE LA  
POLARIZACIÓN POR SUBGRUPOS ENTRE 1984 Y 2000.

Luis Huesca Reynoso

Documents de Recerca del Programa de Doctorat d'Economia Aplicada

UAB

02/2004

Febrero de 2004

Departament d'Economia Aplicada  
Universitat Autònoma de Barcelona  
E-08193 Bellaterra (Cerdanyola del Vallès)

[www.uab.es/dep-economia-aplicada](http://www.uab.es/dep-economia-aplicada)

Aquest treball constitueix una versió reduïda del treball de recerca "La Clase Media en México: Un análisis robusto de la polarización del ingreso durante 1984-2000.", dirigit per Xavier Ramos i presentat com a part del Programa de Doctorat en Economia Aplicada de la UAB.

## RESUMEN

El documento aplica empíricamente los enfoques estadísticos del fenómeno de la polarización generados por Esteban, *et al.* (1999) y Gradín (2000) con el objetivo de cuantificar la evolución de la clase media en México y el papel que desempeñan distintos atributos del hogar en la formación de grupos durante 1984-2000. Se asume que la formación extrema de grupos en cualquier sociedad es determinada no solamente por el ingreso equivalente, sino también por los atributos socioeconómicos del hogar. Se utilizan las bases de datos desagregadas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de tal forma, que se relaciona el ingreso familiar disponible equivalente con los atributos del jefe de familia. Una vez que los grupos sociales son cuantificados, empleamos un modelo probit ordenado y relacionamos las influencias que las características ejercen hacia los mismos, obteniendo las probabilidades y los efectos marginales respectivos. Los resultados indican que tanto la creciente distancia entre los ingresos de los pobres y ricos, como el efecto que la educación induce en separar los grupos poblacionales, producen incrementos de la polarización originando una clase media cada vez más reducida en la distribución. También encontramos que los hogares requieren de un mayor esfuerzo para mejorar sus condiciones en la sociedad mexicana entre 1984 y 2000.

Clasificación JEL: C14, C25, D31, D63

Palabras clave: Distribución del ingreso, Polarización, Clase media.

## ABSTRACT

This paper empirically applies the statistical approaches to the phenomenon of polarization generated by Esteban, *et al.* (1999) and Gradín (2000) in order to quantify the evolution of the middle class in Mexico and the role of various household attributes in the formation of groups during 1984-2000. It is assumed that the formation of extreme groups and the clustering process in every society is determined not only by equivalent income, but also by socio-economic characteristics of the household. Micro-data of the National Survey of Household Income and Expenditure (ENIGH) is used, so that household disposable equivalent income is related to the attributes of the household head. Once the social groups are quantified, an ordered probit model is settled out so influences of characteristics are attached to them and respective probabilities and marginal effects are obtained. Findings reveal that both a huge gap between poor and rich incomes and the effect that education induces to separate the sub-populations groups, lead to increases in polarization engendering a weaker middle class in the distribution. It is also found that a higher effort is required in order to improve household conditions within the Mexican society between 1984 and 2000.

Keywords: Income distribution, Polarization, Middle class.

## Indice

1. Introducción	3
2. La clase media y la polarización	4
2.1.    Conceptos y propiedades	
2.2.    La medición de la polarización	6
2.3.    La polarización por grupos	8
3. Aplicación empírica	9
3.1.    Descripción de los datos y ajustes	
3.2.    Evolución de la polarización y la desigualdad en México, 1984-2000	10
3.3.    Representación óptima de la partición poblacional en 2 y 3 grupos	15
3.4.    La polarización por características	17
4. Pertenencia hacia las clases sociales y contrastes empíricos	18
4.1.    Un modelo ordenado de probabilidad discreta	
4.2.    Evidencia empírica y contrastes	24
5. Conclusiones	
Referencias	25

## 1. Introducción.

El desarrollo de la medida formal de la polarización emerge como un resultado de la insatisfacción que producía el uso de medidas estándar de desigualdad en el intento de cuantificar la formación de grupos en una sociedad. El contexto 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 convergerían con respecto de aquellos más desarrollados, o en su defecto, detectar el caso de la formación de dos grupos de países (o regiones) que compartirían características económicas determinadas y bien diferenciadas. Es así como el trabajo pionero de Esteban y Ray (1994) -ER- marca una pauta en la definición global de la polarización, no solamente por haber creado la estructura formal que dio cuerpo al fenómeno y que lo distinguió de aquel referido para la desigualdad, sino también por continuar siendo una fuente de inspiración en el tema. De esta forma se han creado una serie de estudios que intentan captar el fenómeno desde varios ámbitos, como el trabajo de Esteban *et al.* (1999) -EGR- con una óptica estadística, y el de Gradín (2000) desde una perspectiva paralela al incluir particiones por subgrupos de población. Por su parte, otros estudios han propuesto enfoques e índices alternativos vinculados al fenómeno de la desigualdad y del crecimiento económico (Zhang y Kanbur, 2001; Chakravarty y Majumder, 2001; Wang y Tsui, 2000; y Quah, 1997).

Es en este contexto que el entorno conceptual de la polarización conlleva a tratar con el fenómeno de desaparición de la clase media, entendida como un debilitamiento de los grupos de ingreso medio a costa de un aumento de los grupos extremos rico y pobre, formando dos polos bien definidos y diferenciados entre sí en la distribución. Se presupone que el declive de la clase media se ha presentado debido al implemento de políticas económicas de corte neoliberal, que han favorecido en mayor medida al capital en detrimento del bienestar de la población. En los años ochenta, los EE.UU. ha presentado un aumento sostenido de la polarización, que se ha expresado en un deterioro del bienestar debido a una situación combinada de polarización y desigualdad (Esteban, *et al.* 1999). En América Latina la polarización ha tenido presencia como lo muestra el caso argentino y uruguayo, donde la clase media ha pasado de un 40% a representar un 36% de la población en el primero entre 1986 y 1999, mientras en el segundo

su nivel se ubicó en 37% en el año de 1997 (Paraje, 2001 y Gradín y Rossi, 2001).

En el caso mexicano, es interesante advertir como las crisis económicas recurrentes que el país ha sufrido a partir de la crisis de la deuda en los años ochenta, conjuntamente con las medidas de política económica adoptadas en un contexto de cambio estructural, han sido los factores esenciales que han promovido el deterioro social<sup>1</sup>.

El objetivo del trabajo se divide en dos cuestiones. Primero, distinguir la relevancia de la polarización con respecto de la desigualdad, y segundo, determinar sus causas durante el período de 1984 a 2000. En la segunda parte del trabajo describimos el concepto y la medida de la polarización; en la tercera presentamos el tratamiento de la base de datos, el contraste empírico de los índices estimados y el nivel de participación relativa de las clases sociales; en la cuarta sección, procedemos con un modelo probit ordenado que calcula la pertenencia de los individuos hacia los grupos sociales y de forma final mostramos las conclusiones.

## **2. La clase media y la polarización**

Esta parte explica el marco conceptual y la adaptación metodológica para la medición de la formación de grupos sobre la distribución del ingreso.

### **2.1. Conceptos y propiedades**

La idea de agrupar a la sociedad en clases sociales es extremadamente polémica. Sin embargo, el trabajo de ER sienta las bases que permite medir y cuantificar la formación de grupos sobre una distribución. ER demuestra de forma rigurosa una serie de casos en los que la polarización y la desigualdad pueden comportarse de forma similar ó distinta<sup>2</sup>. Su trabajo justifica como las transferencias regresivas de ingreso provocan un fenómeno de divergencia sobre la distribución con respecto de su media global, lo que implica un aumento tanto de la polarización como de la desigualdad; mientras que un agrupamiento de hogares hacia distintos niveles de ingreso promedio (o modas

---

<sup>1</sup> Véase al respecto los estudios de Székely (1994), Pánuco-Laguette y Székely (1997) y Camberos y Huesca (1997).

específicas) genera una polarización creciente en una sociedad que muestra una reducción de la desigualdad (Esteban y Ray, 1994: 821). El planteamiento de ER es sustentado en un modelo de actitudes individuales estrechamente vinculadas al conflicto social y sus propiedades caracterizan la definición de 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.

La medida de la polarización caracteriza el comportamiento de cualquier individuo en función de una interacción entre dos sentimientos (de alienación y de identificación) que generan un fenómeno de *antagonismo*. Cada individuo ubicado en determinado grupo lo expresará hacia otro fuera de él. Si dicho fenómeno es creciente se presentará un grado más alto de identificación intra-grupo, que a su vez, reforzará el efecto de alienación. Entonces la polarización se concibe como la agregación del antagonismo efectivo sobre la distribución.

La primera propiedad de la polarización implica que los individuos muestren la máxima homogeneidad al interior de los grupos. Esta representación de la distribución provoca que la polarización aumente, mientras que la desigualdad se reduciría para cualquier medida consistente con el criterio de Lorenz (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. La tercera propiedad hace referencia a que los grupos con un peso insignificante conllevan una reducida importancia, y por lo tanto, no son relevantes en el proceso de captar su formación.

El enfoque EGR permite introducir la falta de identificación interna que genera la partición alternativa de los grupos. Su método utiliza un algoritmo que endogeniza los grupos, asignando la población por su mayor proximidad de ingreso hasta el punto en que no se solapen entre ellos. Es así como la

---

<sup>2</sup> Las medidas sobre desigualdad distinguen la concentración, sin embargo, dichos índices no son capaces de hacer una distinción sobre si la población se concentra entorno a dos o más polos, o entorno a una media específica de ingreso.

polarización extendida de los grupos se define al descontar la falta de identificación interna que generan las particiones.

## 2.2. La medición de la polarización

A diferencia de la noción sobre desigualdad, la polarización hace referencia a la formación de  $k$  grupos en una distribución definida por su densidad  $f$  (la original o aquella estimada de manera no paramétrica) en un intervalo cerrado  $[a, b]$  con un ingreso normalizado por la media de tal manera que  $\mu = 1$ , logrando su máximo nivel cuando la población está dividida en dos grupos internamente homogéneos y situados en los extremos de ésta. De esta manera, una representación alternativa de  $f = F$ , se puede simplificar por una partición  $\rho = (z_0, z_1, \dots, z_k; y_1, \dots, y_k; p_1, \dots, p_k)$  que delimita los  $k$  grupos adyacentes, con ingresos de corte,  $z_i \{a = z_0 < \dots < z_k = b\}$ , donde  $y_i$  y  $p_i$  son los ingresos condicionados por la media y población relativa de los grupos respectivamente. Esta partición define los grupos dentro de un intervalo de ingresos  $[z_i, z_{i+1}] \forall i = 1, \dots, k$ . De este modo, si la función de identificación es representada por  $p_i^{1+\alpha}$  y la de alienación por las distancias  $|y_i - y_j|$ , la formula propuesta por ER aplicada en  $\rho$  es la siguiente:

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

donde  $\alpha$  es la sensibilidad hacia la polarización que captura la relevancia de identificación de grupo y esta acotado entre  $[1, 1.6]^3$ . Es así como se asume para la aplicación empírica que  $\alpha$  puede tomar tres valores: 1 para un parámetro de baja sensibilidad; 1.3 para uno moderado; y 1.6 para la máxima sensibilidad.

Desde un punto de vista estadístico,  $\rho$  es una representación de  $F$  que induce un termino de error  $\epsilon(F; \rho)$  que explica la falta de identificación interna entre los grupos. La extensión EGR que incorpora la falta de identificación en el nivel de polarización dado en  $F$ , es expresada como la estimación de (1) sustrayendo el término error:

---

<sup>3</sup>  $\alpha$  no acepta valores arbitrarios ya que existe un punto máximo en el cual la función de identificación  $I(\rho^\alpha)$  dejaría de satisfacer los axiomas inherentes a la medida (Esteban y Ray, 1994: 834).



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

Tanto el índice ER como EGR esta acotado entre [0,2] mientras que no presenta acotamiento superior cuando el ingreso es transformado a logaritmos (Gradín y Rossi, 2000: 425).  $\beta$  es un parámetro libre dentro del rango [0, 1] que asigna el peso a la falta de identificación interna. Si  $\beta=0$  se 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  $\alpha$  y  $\beta$  permiten demostrar la robustez de los índices a nivel empírico independientemente del número de grupos asumido en la distribución.

El error  $\in (F; \rho)$  se caracteriza como el nivel de dispersión *dentro* de los grupos, y es factible obtenerlo a través de la descomposición del coeficiente de Gini<sup>4</sup>.  $\in$  se minimiza al ser expresado en términos de la media de todas las distancias de ingreso entre los individuos de los  $k$  grupos. De esta manera, se sustrae la dispersión intra-grupo de la desigualdad de aquélla estimada para la distribución original en  $F$ :

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

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. Así se obtiene la medida  $P$  que estima la polarización en  $F$  para determinado número de grupos endógenos de la partición óptima:

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

---

<sup>4</sup> Como indica Gradín y Rossi (2000: 424), el termino de error mide la componente intra-grupo de la descomposición del Gini en un componente *dentro* y uno *entre*.

### 2.3. 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 y se expresa bajo dos enfoques: la polarización de grupo (GP)<sup>5</sup> y la polarización explicada (EP).

En este trabajo empleamos el segundo enfoque, que determina la contribución de cada característica hacia la polarización, donde 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 lo justifica, *aunque se consideren los grupos como clases de ingreso, uno debe considerar en que medida sus miembros son similares no únicamente sobre la base del ingreso, sino también sobre la base de otros atributos relevantes, por que puede existir una alta correlación entre el ingreso y otras características.* (Gradín, 2000: 458). Así, 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 bi-polarización.

La medida a emplear sobre la partición óptima en  $\rho^*$  se indica en la fórmula (6). Cuando  $z^* = \mu_i$ ;  $G(\rho^*) = G(\rho^+)$ , 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 ( $D(\rho^c)$ ). Entonces, comparando la desigualdad inter-grupo y la desigualdad promedio para tal índice, tenemos la siguiente expresión:

---

<sup>5</sup> 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 conforme a si bien, sus miembros comparten una misma categoría dentro de la característica 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.

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

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  $\beta$ , 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 bi-polarización 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 exageran 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 la influencia de forma individual que cada atributo impone sobre los otros en el fenómeno de la formación de los grupos sobre la distribución de los hogares.

### 3. Aplicación empírica.

#### 3.1. 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 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 y 2000 son comparables entre sí<sup>6</sup> y representativas a nivel nacional. 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 ingreso<sup>7</sup> del Banco de México.

Para tomar en consideración el bienestar del hogar se aplica la escala de equivalencia de la OCDE. Al respecto, no existe consenso generalizado en

<sup>6</sup> Véase Aguilar (2000) y Hernández y Velásquez (2003) para una descripción completa sobre las bases de datos de las ENIGH.

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 comparabilidad entre los estudios existentes.<sup>8</sup>

Las características socioeconómicas del hogar son referidas al jefe de familia y se desglosan de la forma siguiente. El nivel educativo logrado, considerando 5 categorías desde sin estudio alguno a licenciatura y postgrado; la relación con la actividad (ocupación) distinguiendo 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 la zona urbano-rural (de alta y baja densidad) como las áreas metropolitanas y aquéllas localidades con población superior o igual a 100 mil habitantes en el primer caso y menores o iguales de 15 mil en el segundo.

### **3.2. Evolución de la polarización y la desigualdad en México: 1984-2000.**

El primer objetivo del documento es examinar el comportamiento de la familia de índices de polarización con respecto de la desigualdad. En este sentido, para medir la desigualdad utilizamos la familia de índices de Atkinson, los cuales son éticamente consistentes con las funciones de bienestar social utilitaristas  $W(x)$  (Atkinson, 1970). Una función de bienestar de éste tipo permite valorar los ingresos individuales con elasticidad constante y se expresa de la siguiente forma:

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

---

<sup>7</sup> Los estratos se expresan en salarios mínimos y se ajusta su variación al cambio de base 2000=100.

<sup>8</sup> 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 14 años respectivamente.

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  $\mu$ , donde  $y_d$  representa el ingreso distribuido de forma equitativa entre la población:

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

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

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 aquella propuesta por Rawls que valora el bienestar a través del ingreso del hogar o 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, utilizaremos 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.

Durante 1984-2000 la distribución del ingreso en México se ha tornado más polarizada durante el período. Los índices y sus errores estándar<sup>9</sup> del cuadro 1 indican que las estimaciones de la polarización (con distintos valores del parámetro  $\alpha$  y  $\beta$ ) son estadísticamente significativas. Los índices logran niveles absolutos mayores en la representación de dos grupos a pesar de que el término  $\epsilon$  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.

---

<sup>9</sup> Véase Cowell (1989) para entender el procedimiento del cálculo de los errores estándar asintóticos.

Cuadro 1. Polarización en México, 1984-2000: Índice  $P(F; \beta, \alpha, \rho^*, k=2, 3)$ .

Años	2 grupos			$\epsilon$	3 grupos			$\epsilon$
	$P^{\alpha=1}$	$P^{\alpha=1.3}$	$P^{\alpha=1.6}$		$P^{\alpha=1}$	$P^{\alpha=1.3}$	$P^{\alpha=1.6}$	
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
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
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
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
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
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
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

Fuente: Estimaciones propias con la base de datos desagregada de las ENIGH, años respectivos. Errores estándar entre paréntesis.

De forma similar al aumento de la polarización, se observa que la desigualdad se ha deteriorado de manera sostenida<sup>10</sup>, sin embargo, su comportamiento y nivel absoluto depende del valor de aversión asignado en  $e$ . La estimación de la familia considerada de índices éticos de Atkinson es estadísticamente significativa en conjunto y sus resultados se muestran en el Cuadro 2. En términos absolutos, el año de 1996 muestra el nivel más alto tanto en la polarización como en la desigualdad, excepto para el índice  $I^e$  con aversión máxima, con un nivel cercano al de 1984 e inferior al de 1998.

El gráfico 1 muestra la evolución de los índices de polarización con los distintos parámetros de aversión  $\alpha$  y la medida de la desigualdad con ponderación máxima cuando  $e=20$ . 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

<sup>10</sup> Resultados congruentes con los estudios de Székely (1994: 147, 148), Lustig (1999: 309), Aguilar (2000) y Hernández y Velásquez (2003), que muestran una desigualdad creciente para México en las últimas dos décadas, y con niveles por encima del ámbito promedio internacional.

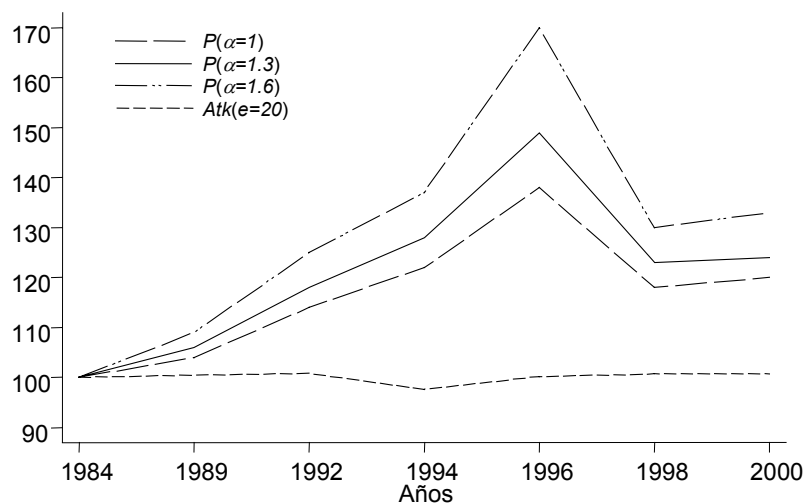
se logra un máximo en el nivel de polarización para luego reducir su tendencia en 1998 y mostrar un suave incremento hacia el año 2000.

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)

Fuente: Estimaciones propias con la base de datos desagregada de las ENIGH, años respectivos. Errores estándar entre paréntesis.

Gráfico 1. Niveles de polarización y desigualdad con aversión máxima en la distribución del ingreso en México, 1984-2000. (Índice 1984=100, k=3).

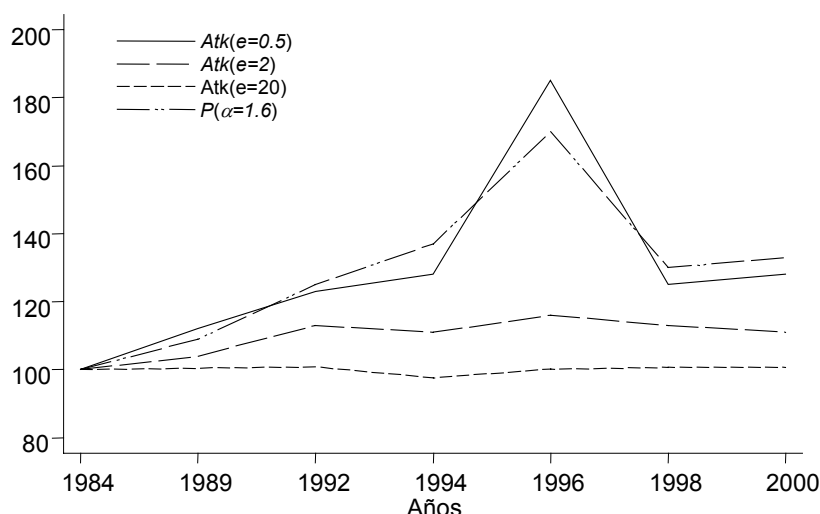


Fuente: Elaboración propia con base en Cuadros 1 y 2.

El gráfico 2 rescata la tendencia de la desigualdad con distinta aversión y la de la polarización con máxima sensibilidad. Encontramos que a medida que se reduce la aversión hacia la desigualdad, la familia de índices de Atkinson se comporta de forma muy similar a la polarización. 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 éste tipo de índices éticos sobre los tradicionalmente empleados<sup>11</sup> en el objetivo de analizar de forma rigurosa la desigualdad.

Gráfico 2. Niveles de desigualdad y polarización con aversión máxima en la distribución del ingreso en México, 1984-2000. (Índice 1984=100,  $k=3$ ).



En este sentido, es interesante notar que un índice tan sensible como  $I^{e=20}$  y aún con valores de aversión superiores, no generan cambios relevantes mientras aquellos con aversión baja muestran cambios de alto impacto sobre la desigualdad del ingreso en México<sup>12</sup>. En el Cuadro 3 se observa que cuando la distribución se divide en dos y tres grupos, el sentido de la variación de la polarización en años consecutivos es robusto en EGR y para cualquier nivel de sensibilidad de  $\alpha$  y se comprueba que en ciertos períodos ésta tiene un comportamiento opuesto al de la desigualdad.

<sup>11</sup> Una excepción es la familia de índices de entropía, ya que ésta incluye transformaciones monótonicas de la clase completa de índices de Atkinson (Shorrocks, 1980: 622).

<sup>12</sup> 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 que en este caso, se les atribuye un mayor peso.



Cuadro 3. Sentido de la variación temporal de los índices  $P^\alpha$  y  $A^e$ , 1984-2000.

Años	Polarización, 2 y 3 grupos				Desigualdad		
	$P^{\alpha=1}$	$P^{\alpha=1.3}$	$P^{\alpha=1.6}$	$I^e=0.5$	$I^e=1$	$I^e=2$	$I^e=20$
84-89	+	+	+	+	+	+	+
89-92	+	+	+	+	+	+	+
92-94	+	+	+	+	+	-	-
94-96	+	+	+	+	+	+	+
96-98	-	-	-	-	-	-	+
98-2000	+	+	+	+	-	-	=

Fuente: Elaboración propia con base en Cuadro 1 y 2.

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

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

=: Indica una estabilización del valor.

Entre 1984 y 1992 ambas familias de índices muestran un aumento consistente. Durante el resto del período se observan tres ocasiones en las que si bien, con distinta magnitud ambos fenómenos varían en sentido opuesto: 92-94, 96-98 y 98-2000. En términos generales, se observa que la desigualdad 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.

### 3.3 Representación óptima de la partición poblacional en 2 y 3 grupos

Cuando la sociedad se divide en dos grandes grupos, pobres y ricos ( $p_1$  y  $p_2$ ), se muestra el peso que impone la bipolarización sobre la distribución, la cual será creciente en los casos de que la separación poblacional sea simétrica ó también, si se presenta 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 implementa 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 pobre, media y rica<sup>13</sup> ( $p_1$ ,  $p_2$  y  $p_3$  respectivamente).

En el Cuadro 4 se muestran los resultados para las particiones consideradas. Se observa que la población por debajo del ingreso medio es

<sup>13</sup> Esta interpretación se basa solamente sobre la posición que cada grupo tiene en la distribución con respecto de su ingreso; sin embargo, los conceptos de clases sociales son extremadamente polémicos y no existe definición única al respecto.

creciente en la mayor parte del periodo, sin embargo, la bipolarización aumenta siendo el año de 1996 el de mayor nivel. Este resultado 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. Por su parte, la representación óptima de las clases económicas indica una tendencia decreciente del peso de la clase media. Con respecto de 1984, se observa una reducción de la clase media en 5.6 puntos porcentuales al 2000.

Cuadro 4. Representación óptima ( $F; \rho^*$ ,  $k=2, 3$ ) en la distribución del Ingreso total disponible equivalente en México, 1984-2000.

2 grupos		Población		Medias		Razón	Corte
Años	$p_1$	$p_2$	$Y_1$	$y_2$	$y_2/y_1$	$z$	
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	

3 grupos		Población			Medias			Cortes	
Años	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$y_1$	$y_2$	$y_3$	$z_1$	$z_2$	
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	5.94	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	

Fuente: Estimaciones propias con la base de datos desagregada de las ENIGH años respectivos.  
Nota: Los ingresos se muestran condicionados por la media global.

Los efectos de la crisis de 1995 durante 1996 fueron determinantes, ya que desplazaron primordialmente los hogares del citado grupo hacia el pobre, engrosando éste último alrededor de 3 puntos adicionales de 1994 a 1996, provocando una participación de la clase media de tan solo 29.3%. El aumento en la participación del ingreso del grupo rico sobre la media global en el año de 1996 hasta en 5.9 veces no es un resultado inverosímil, ya que se debe a la significativa reducción del ingreso familiar equivalente promedio durante el mismo año.<sup>14</sup>

### 3.4. La Polarización por características.

Esta sección muestra los resultados de aplicar el enfoque de la polarización explicada, y sus resultados se muestran en los cuadros 5 y 6. En el Cuadro 5 se presentan los índices que explican la bipolarización por característica socio-económica del jefe del hogar durante el período y en el Cuadro 6 las particiones degeneradas (por ser exógenas en este caso, ya que el corte viene determinado por la misma característica) de ingresos medios en su expresión bimodal en los años inicial y final. Es evidente que la educación lograda por el cabeza de familia es la que genera que la clase media se polarice en mayor medida hacia la parte baja distributiva, debido a que muestra el mayor incremento en la razón de ingreso de los ricos hacia el de los pobres, de 2.3 a 3.1 veces, y su valor explicado pasa de 0.366 a 0.626 en el período. En este caso, los grupos son los de baja cualificación (desde sin estudios hasta secundaria) y los de alta (desde bachillerato hasta postgrado).

Cuadro 5. Polarización explicada por características en México, 1984-2000.

Variables	Contribución ( $\alpha=1$ ).							
	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000	84-2000 <sup>1</sup>
Educación	0.366	0.520	0.562	0.610	0.657	0.599	0.626	0.563
Posición	0.112	0.168	0.239	0.149	0.198	0.203	0.197	0.181
Ocupación	0.153	0.102	0.190	0.204	0.213	0.195	0.194	0.179
Rama	0.279	0.318	0.283	0.370	0.343	0.296	0.291	0.311
Edad	0.048	0.092	0.096	0.109	0.165	0.088	0.127	0.104
Genero	0.021	0.026	0.007	0.024	0.024	0.010	0.042	0.022
Sindicato	0.138	0.148	0.081	0.091	0.139	0.095	0.099	0.113
Urb-Rural	0.344	0.479	0.470	0.515	0.433	0.459	0.395	0.442

Fuente: Estimaciones propias con base en las ENIGH, años respectivos.

<sup>1</sup> Índice promedio del período.

Analizando los resultados de ambos cuadros, 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 que muestra un movimiento poblacional más que proporcional durante el periodo, con 45.4% el grupo pobre y 54.6% el rico, explicando *ceteris paribus* un 44% de la polarización promedio generada en la distribución; le sigue la rama de actividad con 31%, en tanto la posición y la ocupación en el trabajo con un 18%.

<sup>14</sup> Entre 1994 y 1996, el ingreso promedio real equivalente trimestral disminuyó un 28.2%, al pasar de 9,943 a 7,142 pesos.

Cuadro 6. Particiones bimodales por característica en México, 1984 y 2000.

Características	rico/pobre <sup>1</sup>		Participación pobre		Participación rica	
	$g_2/g_1$		$r_1$ (%)		$r_2$ (%)	
	1984	2000	1984	2000	1984	2000
Educación	2.345	3.063	88.5	78.9	11.5	21.1
Posición	1.673	2.269	94.0	93.0	6.0	7.0
Ocupación	3.002	4.084	97.3	97.3	2.7	2.7
Rama	1.506	1.736	37.8	34.0	62.2	66.0
Edad	1.705	1.261	32.1	32.2	67.8	67.7
Genero	1.106	1.125	13.7	17.3	86.3	82.7
Sindicato	1.309	1.451	81.0	90.3	19.0	9.7
Urb-Rural	1.719	1.914	35.1	45.4	64.9	54.6

Fuente: Estimaciones propias con base en las ENIGH, años respectivos.

<sup>1</sup>En relación al ingreso promedio de cada grupo.

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.

#### 4. Pertenencia hacia las clases sociales y contrastes empíricos

##### 4.1. Un modelo ordenado de probabilidad discreta de pertenencia

En esta sección, se utiliza un modelo *probit* ordenado, con el objetivo de determinar de forma paramétrica la probabilidad de pertenencia hacia los grupos de la sociedad mexicana. De esta forma, el *probit* ordenado pertenece a la clase de modelos 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 por la regresión lineal) permite predecir las probabilidades entre el distinto set de alternativas por parte del evento. El modelo es una regresión a la manera tradicional del *probit* binomial de la siguiente forma:

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

con  $z_i$  como el vector de variables independientes y  $\varepsilon$  un residuo que se asume normalmente distribuido entre las observaciones. Al igual que en el modelo *probit* se normaliza tanto la media como la varianza de  $\varepsilon$  dentro del rango [0, 1]

con el fin de obtener probabilidades no negativas. De esta manera y como se definió previamente, llamaremos  $p_1$ ,  $p_2$  y  $p_3$  a las clases sociales agrupadas por la partición óptima en *EGR* a través del algoritmo expresado en (4), por lo tanto observaremos:

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

donde las  $\mu$ 's son parámetros desconocidos a estimarse en el modelo. Estas 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:

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

Donde  $\Phi$  representa la función de densidad poblacional. Este modelo tendrá solamente un parámetro  $\mu$  desconocido debido a que la probabilidad de que ocurra el  $j$ -ésimo evento es:

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

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, para después, realizar el análisis conjunto con un *pool* de datos durante 1984-2000. Los resultados del primer análisis se muestran en los cuadros 7 y 8 mientras que los del segundo en el gráfico 9 y el Cuadro 9.

El test de igualdad de coeficientes entre las categorías de respuesta (la razón de máxima verosimilitud), muestra una  $\text{Chi}^2$  de 85.7 y 139.2 en 1984 y 2000 respectivamente, al 95% de confianza. Las pruebas individuales de Wald en el año 2000 muestran indicios de al menos una relación lineal entre la

variable de los asalariados con respecto de las demás, sin embargo, su error estándar es reducido y la obtención de las probabilidades no se ven afectadas. Los coeficientes del modelo por si solos no expresan nada de forma directa, por lo que es necesario realizar cálculos adicionales<sup>15</sup>. El análisis al interior de las variables se lleva a cabo comparando las probabilidades que resultan cuando la variable toma sus (dos) respectivos valores dicotómicos con aquellos que ocurren en las demás variables, manteniendo constante 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, trabajando en el sector de los servicios, sindicalizado y residiendo en zona urbana.

Cuadro 7. Probabilidades de pertenencia al grupo social en México, 1984 y 2000.

Variables	1984				2000			
	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$\mu$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$\mu$
Primaria	0.324	0.507	0.169	0.248	0.591	0.359	0.049	0.239
Secundaria	0.217	0.524	0.259	0.095	0.460	0.448	0.091	0.181
Bachillerato	0.104	0.470	0.426	0.054	0.233	0.526	0.240	0.103
Licenciatura	0.025	0.270	0.705	0.045	0.065	0.404	0.531	0.082
Agropecuario	0.711	0.258	0.031	0.279	0.815	0.170	0.016	0.216
Servicios	0.368	0.461	0.171	0.202	0.396	0.409	0.195	0.251
Asalariado	0.418	0.408	0.174	0.552	0.534	0.354	0.113	0.554
Empresario	0.041	0.366	0.592	0.060	0.048	0.407	0.544	0.069
Gerente	0.120	0.332	0.548	0.027	0.087	0.325	0.586	0.027
Obrero	0.447	0.432	0.121	0.237	0.601	0.340	0.059	0.246
Sindicado	0.280	0.464	0.256	0.189	0.291	0.460	0.248	0.096
Hombre	0.461	0.391	0.148	0.863	0.557	0.335	0.107	0.827
Edad ( $\leq 25$ )	0.433	0.428	0.138	0.095	0.575	0.358	0.066	0.066
Edad ( $\geq 55$ )	0.467	0.411	0.122	0.226	0.636	0.303	0.061	0.255
Urbana	0.354	0.450	0.196	0.649	0.456	0.403	0.141	0.675
Miembro ( $>6$ )	0.568	0.345	0.087	0.394	0.722	0.234	0.043	0.225
<b>FRECUENCIAS OBSERVADAS</b>	<b>0.459</b>	<b>0.395</b>	<b>0.145</b>	<b>0.333</b>	<b>0.559</b>	<b>0.338</b>	<b>0.103</b>	<b>0.333</b>

Fuente: Estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH, años respectivos.

*Variables de referencia entre paréntesis:* **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 y/o gerente del sector público y privado y Obrero-artesano (Comerciante); **Laboral**= Sindicado (no sindicado); **Género**= Hombre (Mujer); **Edad**=  $\leq 25$  y  $\geq 55$  años ( $25 < \text{edad} < 55$ ); **Zona**= Urbana (Rural); **Miembros en familia**=  $> 6$  ( $< 6$ ).

La situación cambia en el 2000. Aquellos hogares donde el jefe al menos poseía los estudios primarios terminados aumentó la probabilidad de ser pobre

<sup>15</sup> Los resultados de los coeficientes no se muestran aquí por razones de espacio; sin embargo están disponibles a petición del lector.

en 26.7 puntos, esto es, un 82.4% de incremento. Al mismo tiempo, este grupo reduce su probabilidad de pertenencia a la clase media en 14.8 puntos, ubicándose con un 35.9% en el 2000. El ámbito urbano del hogar también muestra que ya no es garantía de vinculación a la clase media en México, dado que su probabilidad de pertenencia se redujo en casi 5 puntos, de 45 a 40%, mientras que su probabilidad en el grupo pobre aumentó en 10 puntos porcentuales.

Los hogares de mayor incidencia al grupo pobre en el 2000, han sido aquellos con actividades dentro del sector agropecuario (82%), con jefe sin estudios (75%), obreros y artesanos (60%), asalariados (53.4%) y los ubicados en hogares con un número mayor a 6 miembros (72%). También la edad indica una probabilidad mayor hacia el grupo pobre para el colectivo en edad avanzada (64%).

A continuación se introducen los efectos marginales (EM) del modelo en el Cuadro 8. En general, los resultados de los efectos marginales muestran que los hogares requieren de mayores esfuerzos para mejorar sus condiciones en la sociedad entre 1984 y 2000, entre los que se cuentan mayores requerimientos de capital humano y la posesión de una serie de características socioeconómicas más acordes al cambio estructural por el que seguramente ha transitado la economía mexicana. Los EM deben sumar cero, lo que expresa el requerimiento de que las probabilidades del evento sumen 1.

Se observa que el EM cuando el jefe del hogar no tiene grado de estudios y pasa al siguiente nivel (primaria), reduce la probabilidad de ser pobre (los EM son negativos para cualquier nivel educativo dentro de éste grupo). Este fenómeno muestra un cambio particular en el período analizado, ya que mientras en 1984 la licenciatura y postgrado consolidaba una pertenencia hacia la clase de ingresos altos, en el 2000 ésta se distribuye entre la clase media y la rica, y además, presenta una mayor reducción en la probabilidad de pertenecer al grupo pobre. Los demás niveles educativos indican un incremento mayor del EM sobre la ocurrencia del evento de la clase media entre ambos años.

El sector agropecuario, la zona rural, los asalariados e incluso los ocupados en la rama fabril presentan un impacto acorde a lo esperado, dado que presentan un EM positivo hacia el grupo pobre y negativo hacia la clase media. El

mayor EM de no pertenecer a la clase media se presenta en las zonas rurales y el sector agropecuario, con un EM que va desde -0.09 hasta -0.145. Pasar a ser asalariado disminuye el EM sobre la pertenencia de la clase media en 2.7 puntos en 1984, mientras que en el 2000 el EM fue casi neutral. Los hogares con familia numerosa no parecen haber modificado su situación entre ambos años, ya que su EM hacia la clase media es negativo, y positivo en la clase pobre.

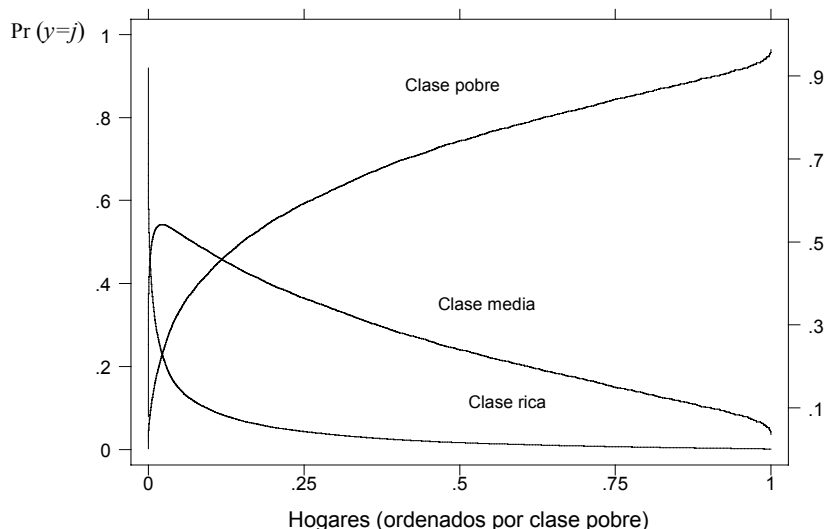
Cuadro 8. Efectos marginales\* de pertenencia al grupo social en México entre 1984 y 2000.

Variables	1984			2000		
	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$
Primaria	-0.218	0.105	0.113	-0.158	0.112	0.045
Secundaria	-0.286	0.088	0.198	-0.254	0.167	0.086
Bachillerato	-0.376	0.015	0.361	-0.422	0.199	0.222
Licenciatura	-0.446	-0.160	0.606	-0.555	0.094	0.461
Agropecuario	0.222	-0.145	-0.077	0.171	-0.137	-0.034
Servicios	0.050	-0.031	-0.019	0.024	-0.018	-0.006
Asalariado	0.046	-0.027	-0.019	0.005	-0.003	-0.001
Empresario	-0.200	0.081	0.119	-0.333	0.183	0.151
Gerente	-0.263	0.074	0.189	-0.291	0.165	0.126
Obrero	0.065	-0.040	-0.025	0.087	-0.068	-0.019
Sindicado	-0.117	0.062	0.055	-0.132	0.093	0.039
Hombre	-0.059	0.037	0.022	-0.021	0.016	0.005
Edad ( $\leq 25$ )	0.078	-0.050	-0.028	0.082	-0.065	-0.017
Edad ( $\geq 55$ )	-0.063	0.036	0.028	-0.045	0.034	0.011
Urbana	-0.145	0.090	0.055	-0.181	0.142	0.039
Miembro ( $>6$ )	0.121	-0.074	-0.047	0.117	-0.092	-0.025

Fuente: Estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH, años respectivos.

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

Gráfico 3. Probabilidades de pertenencia a la clase social en México durante 1984-2000. (Modelo Probit ordenado y pool de datos).



Fuente: Elaboración propia con base en las ENIGH.



Por su parte, el gráfico 3 muestra el comportamiento de las probabilidades predichas del modelo con el *pool* de datos para el período. Es interesante observar como al ordenar de forma creciente a la clase pobre, la probabilidad de pertenencia hacia éste grupo aumenta mientras que aquella para la clase media se reduce durante el periodo analizado, fenómeno que refleja el agotamiento de los hogares de clase media en México.

Otra hipótesis a probar en el modelo es la influencia que ejercen las variables sobre la clase media a través del tiempo de forma conjunta. Al respecto, se considera el pool de datos introduciendo interacciones con el conjunto de coeficientes de las dummies anuales entre los distintos atributos y se calculan de nueva cuenta las probabilidades, considerando el vector de variables explicativas  $z$  de la siguiente manera:

$$y_i^* = \beta' z_i \cdot \sum_{j=1}^7 \alpha_j D(\text{Años} = j) + \varepsilon \quad (15)$$

El Cuadro 9 muestra las probabilidades de transición estimadas. Durante el período, el año de 1996 ejerce la influencia más contundente sobre el conjunto de las variables, al reducir la probabilidad del evento excepto para licenciatura, que predice un aumento de la probabilidad de pertenencia hacia la clase media en el mismo año.

Cuadro 9. Probabilidades de transición de pertenencia a la clase media en México con interacciones anuales, 1984-2000\*.

Variables	1989	1992	1994	1996	1998	2000
Primaria	0.325	0.283	0.269	0.217	0.260	0.229
Secundaria	0.461	0.425	0.411	0.358	0.402	0.371
Bachillerato	0.537	0.524	0.518	0.485	0.513	0.494
Licenciatura	0.517	0.533	0.537	0.542	0.539	0.542
Agropecuario	0.303	0.261	0.247	0.197	0.238	0.209
Servicios	0.384	0.342	0.327	0.273	0.318	0.285
Asalariado	0.326	0.284	0.269	0.217	0.260	0.229
Empresario	0.336	0.294	0.279	0.227	0.270	0.239
Gerente	0.346	0.304	0.289	0.236	0.280	0.248
Obrero	0.333	0.291	0.276	0.224	0.267	0.236
Sindicado	0.378	0.336	0.322	0.267	0.312	0.280
Hombre	0.340	0.297	0.283	0.230	0.273	0.242
Edad ( $\leq 25$ )	0.235	0.197	0.184	0.141	0.176	0.150
Edad ( $\geq 55$ )	0.413	0.373	0.358	0.303	0.348	0.315
Urbana	0.388	0.347	0.331	0.276	0.321	0.288
Miembro ( $>6$ )	0.281	0.241	0.226	0.178	0.217	0.188

Fuente: Estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH, años respectivos.

\* Dummy anual de referencia omitida = 1984.

El fenómeno permite comprender que los efectos de la crisis mexicana de 1995, transmitieron consecuencias negativas sobre la mayor parte de los hogares, donde incluso aquellos ubicados en zonas urbanas deterioraron su posición.

#### 4.2. 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 este trabajo<sup>16</sup>. Es así como se muestra que la polarización entre México y los EE.UU. han seguido un patrón similar con la partición óptima en tres grupos y  $\alpha=\beta=1$ , expresión robusta a transferencias. Durante los ochenta, el tamaño de la clase media en los EE.UU. se ubica alrededor de 37.5% mientras que en los noventa presenta una mejora, al representar un 38.8% (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 de 37.3% en 1979 a un 42.8% en 1991.

Las proporciones de hogares en clase media son superiores en el caso español con respecto del mexicano, con niveles de hasta 40% en 1991, mientras que para éste último su nivel en el año más próximo (1992) se ubicó en 33.5%. En México, la clase media bajo la representación óptima agrupó un 34.2% de hogares en el 2000. De esta manera, 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.

### 5. Conclusiones

La medición de la polarización bajo dos enfoques permite advertir un peso decreciente de la clase media en México entre 1984 y 2000. Esta a su vez se ha expresado por un fenómeno de divergencia hacia una distinta media de ingreso entre los grupos sociales, problema acentuado al ir de la mano con

---

<sup>16</sup> 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.

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, la desigualdad no genera cambios relevantes sobre la distribución, mientras que la polarización se muestra extremadamente sensible.

Para cualquier valor del parámetro  $\alpha$ , tanto la polarización simple como la extendida es máxima cuando se representa la distribución del ingreso en dos grupos, a pesar de que el término de error intra-grupo  $\epsilon$  es superior de aquél obtenido en la expresión de tres grupos.

La partición óptima de la sociedad mexicana muestra una reducción de la clase media, al pasar de casi un 40% a un 34% del total de los hogares en el período analizado. Por características socioeconómicas, se comprobó que la zona urbano-rural y el nivel educativo 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 2000, las familias requieren de un mayor nivel de capacidades para mejorar sus condiciones socioeconómicas.

En el contexto internacional y para el conjunto de países descritos, la caída de la clase media ha sido superior para México. El fenómeno se caracteriza por una reducción de peso del grupo rico, 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.

#### Referencias.

- Aguilar, G. (2000), *Desigualdad y Pobreza en México ¿Son inevitables?*, UNAM, IIEc, IPN, CIECAS, Ed. Porrúa, Febrero, México, pp. 13-203.
- Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 2, pp. 244-63.

- Camberos, M. y L. Huesca (1997), "Las Tendencias en el Bienestar en la Frontera Norte de México en los Noventa (Una Aplicación de un Modelo de simulación para estimar los cambios en el bienestar)" en: *Revista de Estadística*, INEGI-Asociación Mexicana de Estadística, Vol. IX Núm. 11, Julio, México, pp. 27-52.
- Cowell, F. (1988), "Sampling Variance and Decomposable Inequality Measures", *Journal of Econometrics*, 42, pp. 27-41.
- Chakravarty, S. R. y A. Majumder (2001), "Inequality, Polarisation and Welfare: theory and Applications", *Australian Economic Papers*, 40, March, pp. 1-13.
- Duclos, J-Y., y M. Mercader (1999), "Household needs and Poverty: With application to Spain and the U.K." *Review of Income and Wealth*, Series 45, (1), March 1999, pp. 77-98.
- Esteban, J. M. (1996), "Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España", *Revista de Economía Aplicada*, Núm. 11, vol. IV, pp. 5-26.
- y Debraj Ray (1994), "On the Measurement of Polarization", *Econometrica*, 62, pp. 819-52.
- Esteban, Joan, 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*, 218, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse, New York, Syracuse University.
- Gradín, Carlos (2002), "Polarization and Inequality in Spain: 1973-91", *Journal of Income Distribution*, Vol. 11 (1), pp. 34-52.
- (2000) "Polarization by Sub-populations in Spain: 1973-91", *Review of Income and Wealth*, December, Series 46, (4), pp. 457-74.
- (1999), "Polarization and Inequality: An International Comparison", en *Essays on Polarization Measurement*, tesis doctoral no publicada, Departamento de Economía e Historia Económica, Universidad, Autónoma de Barcelona, pp. 46-68.
- y M. Rossi (2000), "Polarización y desigualdad salarial en Uruguay, 1986-1997", *El Trimestre Económico*, 267, Vol. LXVII (3), pp. 421-43.
- (2001), "Income Distribution in Uruguay: The Effects of Economic and Institutional Reforms", *Documento de Trabajo* 3/01, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay.
- Hernández, E. y Velásquez, J. (2003), *Globalización, desigualdad y pobreza. Lecciones de la experiencia mexicana*. 1ª edición, UAM-Iztapalapa, Ed. Plaza y Valdéz, pp. 13-217.
- INEGI, (1992, 1994, 2000 y 2002), Bases de Datos, Encuestas Nacionales de Ingresos y Gastos de los Hogares, 84-89, 1992-1998 y 2000, México.
- Jenkins, S. (1996), "Recent trends in the UK income distribution: What happened and why?", *Oxford Review of Economic Policy*, 12(1), pp. 29-46.
- (1995), "Did the middle class shrink during the 1980s? UK evidence from kernel density estimates", *Economics letters*, (49), pp. 407-413.
- Lustig, N. (1999), "Pobreza y Desigualdad: un desafío que perdura" *Revista de la CEPAL*, número extraordinario, CEPAL 50 años, Chile, 1999.
- Pánuco H. -Laguette y Székely, M. (1997), "La distribución del ingreso y la pobreza en México", en Bulmer-Thomas Victor (Comp), *El Nuevo modelo Económico en América Latina*, FCE, México, pp. 225-266.
- Paraje, G. (2001), "Inequality and Polarisation in the Great Buenos Aires, 1986-1999", Presented in The XVIII Latin American Meeting of The Econometric Society, Buenos Aires, Argentina, University of Cambridge, pp. 1-44.
- Quah, D. T. (1997), "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs", *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, pp. 27-59.

- Shorrocks, A. (1980) "The class of additively decomposable inequality measures", *Econometrica*, 48(3), pp. 886-902.
- Székely, M. (1994), "Estabilización y ajuste con desigualdad y pobreza", *El Trimestre Económico*, Vol. XLI (1), Núm. 241, México, enero-marzo 1994, pp.135-175.
- Wang, Y. y Tsui, K. (2000), "Polarization orderings and new classes of polarization indices", *Journal of Public Economic Theory*, 28(3), pp. 349-63.
- Wolfson, M. (1994), "When Inequalities Diverge", *American Economic Review*, 84, 2, pp.353-58.
- (1997), "Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results", *Review of Income and Wealth*, 43, 4. pp. 401-21.
- Zhang, X. y R. Kanbur (2001), "What Difference Do Polarization Measures Make? An Application to China", *Journal of Development Studies*, 37(3), pp. 85-98.