

 **Universitat Autònoma de Barcelona**

Departament d'Economía Aplicada
PROGRAMA DE DOCTORADO EN ECONOMIA APLICADA

TRABAJO DE INVESTIGACION NÚM. 02:

Tesina

LA CLASE MEDIA EN MEXICO: UN ANALISIS ROBUSTO DE LA
POLARIZACION DEL INGRESO DURANTE 1984-2000.

DIRECTOR:
XAVIER RAMOS MORILLA

PRESENTA:
LUIS HUESCA REYNOSO

ABRIL DE 2003.

| INDICE. | Pag. |
|---|------|
| 1. Introducción | 3 |
| 2. La Polarización: Concepto y Medida | 6 |
| 2.1 La medición de la polarización: <i>ER</i> y <i>EGR</i> | 10 |
| 2.2 La bipolarización | 14 |
| 2.2.1 La bi-polarización por grupos: Enfoques <i>EP</i> y <i>GP</i> | 16 |
| 3. Aplicación empírica | 18 |
| 3.1 Base de datos, muestra y ajustes | |
| 3.2 Polarización y desigualdad en México: 1984-2000 | 19 |
| 3.2.1 Partición en tres grupos: Análisis conjunto de la sociedad mexicana | 23 |
| 3.3 Bipolarización en México | 26 |
| 3.4 Inferencia sobre los cambios en la polarización | 30 |
| 3.4.1 Bi-polarización explicada y de grupo | 35 |
| 3.5 Medida alterna de polarización: El enfoque de <i>Zhang y Kanbur (ZK)</i> | 39 |
| 3.6 Un modelo ordenado de probabilidad: Pertenencia hacia la clase media 1984-2000 | 45 |
| 4. Evidencia empírica internacional | 52 |
| 4.1 Aplicaciones en EGR | |
| 4.2 Aplicaciones con extensión de EGR | 54 |
| 4.3 El enfoque alternativo <i>ZK</i> | |
| 5. Conclusión. | 55 |
| 5.1 Líneas futuras de investigación. | 57 |
| Bibliografía | 58 |
| A n e x o: | 60 |
| Apéndice A: Variables empleadas en la investigación. | 61 |
| Apéndice B: Transformación y derivación de la bipolarización óptima. | 62 |
| Apéndice C: Tabulado completo de resultados de los índices. | 64 |
| Apéndice D: Resultados del modelo probit ordenado con pool de datos y efectos marginales del cross-section. | 68 |

1. Introducción.

La formalización del análisis de la polarización es reciente, y ha sido desarrollada durante los noventa por economistas que han tenido interés en cuestiones afines con el crecimiento económico, la convergencia y la desigualdad¹. El desarrollo teórico de la medida de la polarización se ha justificado por una diversidad de situaciones económicas y sociales, entre las cuales se podría prever que un cierto grado de agrupación o polarización en sí sería más relevante que aquel producido por la desigualdad. Así, dentro del estudio de las ciencias sociales coexisten ejemplos relevantes que facilitan el entendimiento del fenómeno, tales como las clases sociales, los conflictos raciales, de religión y de política.

El contexto de la Unión Europea y la entrada en los ochenta de España, Portugal y Grecia, marcaron la pauta que estimuló a los especialistas a buscar herramientas precisas que determinaran si con el paso del tiempo, los países mencionados iban a converger con respecto de aquellos más desarrollados, o si bien, se estarían formando dos grupos de países (o regiones) que compartirían características económicas determinadas y bien diferenciadas. Por otro lado, la polarización también se percibió como concepto afín al tema de la desaparición de la clase media, fenómeno que en su momento inspiró una serie de trabajos enfocados dentro de la economía laboral (Rosenthal, 1985 y Horrigan y Haugen, 1988). Dicha literatura mostró la falta de consenso en el objetivo de cuantificar formalmente el problema, dado que tan sólo relacionaba patrones de desigualdad creciente sobre razones de ingreso en cuantiles específicos de la distribución de los asalariados, mostrando a su vez resultados muy distintos y poco robustos².

Se presupone que la reducción de la clase media se ha presentado en la mayoría de los países debido al implemento de políticas económicas de corte neoliberal que han favorecido en mayor medida al capital en detrimento del bienestar de la población. La década de los ochenta marca una pauta en los EE.UU. al observarse un deterioro de la clase media debido a una situación

¹ Al respecto, véase los estudios de Esteban y Ray (1994), Wolfson (1994 y 1997), Jenkins (1995), Esteban *et al.* (1999) y Gradín (1999a, 1999b).

² La gran inconsistencia en los resultados que provoca la utilización de éste tipo de medidas es expuesta en Wolfson (1994: 354).

combinada de polarización y desigualdad en su sociedad (Esteban, *et al.* 1999: 15, 26). En el contexto mexicano no existe estudio alguno que estime formalmente la polarización, tan sólo documentos que han captado la idea sociológica del fenómeno, con resultados que esquematizan una falta de cohesión social y de democracia política en el país (Sánchez y de María y Campos, 2001: 545, 546). Además, trabajos recientes muestran análisis insuficientemente válidos para poder justificar el creciente deterioro al que ha sido sometida la clase media desde los años ochenta³, al realizar afirmaciones que describen solamente una realidad palpable a simple vista y sin una base de inferencia estadística en sus conclusiones, tales como: *México se polariza en una franja de super-ricos, una clase media cada vez menor y una gran masa de trabajadores pauperizados. Además se polariza entre áreas urbanas y rurales, entre hombres y mujeres, y entre mestizos e indígenas* (Casabuenas, *et al.* 1997: 1, 2).

El conflicto social generado en los noventa en Chiapas (una de las entidades más pobres en México) no significó más que un pretexto de la población en general por manifestar su inconformidad con respecto al serio deterioro en el ingreso, los salarios y el empleo. La crisis mexicana de diciembre de 1994 y su repercusión sobre la sociedad se manifestó seguramente en una presunta clase media cada vez más deteriorada. En esta línea, es interesante denotar como las crisis económicas recurrentes que el país ha sufrido a partir de la década de los ochenta (debido principalmente a la caída en los precios de los hidrocarburos y el peso financiero de la deuda externa) y las medidas de política económica adoptadas en un contexto de cambio estructural, han sido los factores esenciales que han promovido el deterioro social⁴.

Dado que la vasta aplicación metodológica sobre la desigualdad difiere de la referida a la medición de la clase media (Esteban y Ray 1994, Wolfson 1994, 1997 y Jenkins 1996) cabe plantear por un lado, cual ha sido el efecto que sobre la clase media ha ejercido una creciente polarización de los ingresos durante las últimas dos décadas en México, y por el otro, determinar que

³ Una excepción es Székely (1994).

factores han sido los causantes del deterioro y de una probable tendencia al rápido declive de la clase media en el país.

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 ricos y pobres, lo que en otras palabras se expresa, como la formación distributiva de dos polos bien definidos y diferenciados entre sí. Desde los años 70 se produjo un consenso en cuanto al instrumental y la medición de la desigualdad económica, siendo el eje vertebral el principio de transferencias de Pigou-Dalton (*PD*) y el criterio de dominancia de Lorenz. Además, la creación de un grupo de índices normativos, permitieron otorgar el grado necesario de sensibilidad a las transferencias en determinadas partes de la distribución, que quedaban fuera del alcance del principio *PD* (Atkinson, 1970). Estaba claro que las medidas sobre desigualdad distinguían la concentración, más sin embargo, dichos índices no eran capaces de hacer una distinción clara sobre si la población se concentraría entorno a dos o más polos, o entorno a una media específica de ingreso.

No es sino hasta los años 90 que el análisis de la polarización es abordado y expuesto rigurosamente por Esteban y Ray (1994), y Wolfson (1994, 1997) desde una óptica conceptual independiente. Esta noción se encuentra estrechamente vinculada con la existencia de conflicto social en el primer caso, y la de la desigualdad como punto de referencia en el segundo, y en su desarrollo, ambos estudios justifican la insatisfacción en la utilización de los índices clásicos sobre desigualdad en el intento por estimar los efectos de la formación de grupos en las distribuciones.

El objetivo central de este trabajo es por un lado, mostrar los niveles de polarización del ingreso en México y cuantificar el tamaño de los grupos en la distribución, y por el otro, determinar sus causas durante el período de 1984 a 2000. El trabajo introduce innovación ya que además de aplicar por vez primera, en mi conocimiento, el tema de la polarización para este país, se realiza la inferencia estadística a través de la técnica no paramétrica de

⁴ Véase al respecto los estudios de Székely (1994), Pánuco-Laguette y Székely (1997) y Camberos y Huesca (1997).

bootstraps y la obtención consecutiva de los errores estándar para los índices estimados.

La estructura del documento se presenta a continuación. En la segunda parte se describe el concepto y la medida de la polarización; la tercera presenta el tratamiento de la base de datos, los resultados empíricos de las estimaciones para las distintas medidas de polarización en el país y su inferencia estadística; en la cuarta sección se contrasta la evidencia existente del fenómeno en otros países con los resultados del trabajo. Finalmente, en la quinta sección se esquematizan las conclusiones.

2. La Polarización: Concepto y Medida.

La idea de una sociedad con una clase media que tiende a reducir su participación dentro de la distribución del ingreso, ha sido abordada eficazmente por Wolfson (1994, 1997) -W-, Esteban y Ray (1994) -ER- y más recientemente por Esteban, et al. (1999) -EGR-. En este orden, W presenta una clarificación conceptual entre desigualdad y polarización, donde muestra la incapacidad que presentan las medidas estándar sobre desigualdad en la distinción de una sociedad con una clase media deteriorada. En principio, el autor justifica su entorno teórico dentro del esquema de las medidas de desigualdad consistentes con el criterio de Lorenz debido a la familiaridad que éste ofrece, formalizando el concepto de la polarización en una manera análoga al de la desigualdad. Así pues, Wolfson indica la existencia de una complementariedad entre ambas nociones, pero que son bien diferenciadas al identificar un proceso en la dispersión del ingreso que inicia desde la mitad de una distribución y de la bimodalidad que expresa en sí, el fenómeno de la desaparición de la clase media (Wolfson, 1997: 404).

El trabajo de ER documenta un fenómeno que es ciertamente complejo, no solamente por la naturaleza global del concepto, sino por no existir en su momento axioma alguno que capturara su esencia. El concepto global de la polarización conllevó a la búsqueda de un ordenamiento parcial que explicara formalmente sus cambios e incrementos sobre una distribución, debido a que iguales direcciones de cambio distributivo podrían estar representadas con distintos efectos sobre la polarización.

De esta manera, ER demuestran de forma rigurosa una serie de casos en los que la polarización y la desigualdad pueden comportarse de forma distinta o similar. Establecen que cuando los cambios que se generan en una distribución (debido a transferencias progresivas de ingreso) provocan un fenómeno de convergencia hacia un promedio global específico, se detecta una reducción tanto de la polarización como de la desigualdad -Figura 1A-, mientras que 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) -Figura 1B-.

Por lo anterior, ER introduce cuatro propiedades que son fundamentales en la definición de la polarización de una distribución:

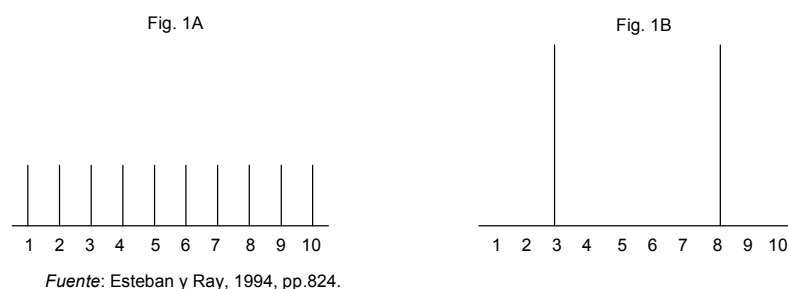
- a. La existencia de un alto grado de homogeneidad *dentro* de cada grupo (*Sentimiento de identificación de grupo*).
- b. La existencia de un alto grado de heterogeneidad *entre* los grupos (*Sentimiento de alienación*).
- c. Debe existir un número pequeño de grupos de gran tamaño.
- d. Los individuos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

Es así como la medida de la polarización se presenta en un modelo que 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 efectivo*. 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 suma de todo el antagonismo efectivo intrínseco hacia la distribución⁵.

Al respecto, las figuras siguientes muestran el fenómeno descrito. La figura 1A concibe una sociedad que se encuentra distribuida de forma uniforme, separada equitativamente por los puntos 1, 2,...,10; mientras que la figura 1B indica que la distribución se encuentra concentrada de forma equitativa en los puntos 3 y 8:

⁵ El enfoque ER establece todo un grupo de lemas y axiomas que representan las formas funcionales de las funciones de alienación y de identificación.

Figura 1. Distribución uniforme y polarizada.



Este proceso permite comprender la primera propiedad (a) de la polarización, ya que al pasar de la figura 1A hacia la 1B los individuos se encuentran exactamente agrupados ya sea en una clase pobre o rica y la clase media es inexistente, lo que expresa una homogeneidad interna bien definida al interior de ambos grupos. Esta representación implica que la polarización se incrementó sin duda alguna, mientras que la desigualdad se habría reducido para cualquier medida consistente con el criterio PD^6 (Esteban y Ray 1994, 825).

Por otro lado, la segunda propiedad permite afirmar que una distribución se encuentra más polarizada en la medida que exista una mayor heterogeneidad entre los grupos. Este fenómeno se aprecia en la figura 2. Así se observa que al pasar de la situación anterior (descrita en la figura 1B) a una extrema donde los grupos pobre y rico ubicados en los ingresos 3 y 8 se trasladan ahora hacia los extremos 1 y 10, provocan una mayor heterogeneidad entre ambos sin modificar la homogeneidad interna. Por consiguiente, se observa un aumento tanto en la polarización como en la desigualdad en la figura 2B⁷.

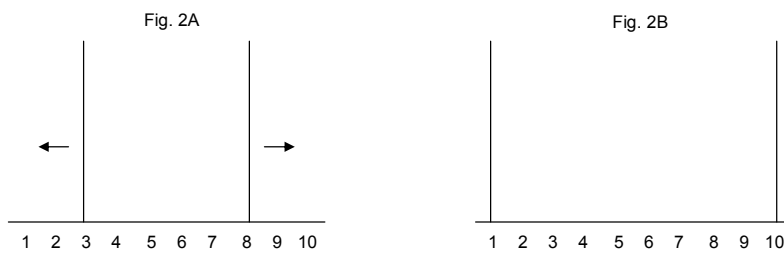
La propiedad (c) hace referencia a que los grupos con un peso insignificante conllevan una reducida importancia, y por lo tanto, no son

⁶ La polarización aumenta debido a que los grupos se encuentran ahora más cohesionados e identificados entre sí, mientras que la desigualdad se reduce por la razón de que se estarían produciendo transferencias progresivas de los grupos de ingreso alto hacia aquellos bajos.

⁷ En este caso, la sociedad diverge aún más con respecto de su renta media global, y se estarían produciendo transferencias regresivas del grupo 8 hacia el 10, por lo que se formarían dos grupos mucho más definidos internamente entre sí, y más heterogéneos con respecto a la situación anterior de la figura 1B.

relevantes en el proceso de captar la formación de grupos. En general, es posible observar que la polarización es cuestión de grupos (propiedad d), donde los individuos distantes y aislados entre sí son incapaces de generar conflicto social⁸.

Figura 2. Distribución polarizada acentuada.



Fuente: Esteban y Ray, 1994, pp.826.

Toda medida de polarización debe satisfacer las características de *no-monotonidad* y de *globalidad* (Esteban y Ray 1994: 823, 829). La primera establece que la variación en la polarización podría no ser la misma (esto es, no lineal) dado un cambio distributivo que incluya una serie monótona de pequeños cambios hacia una misma dirección, mientras que la segunda, implica que siempre se deberá considerar al conjunto de la distribución para conocer la dirección de movimiento de la polarización⁹.

Debido a que la medida de la polarización en ER requiere que la información se encuentre preagrupada de alguna manera, la formación de los grupos en la distribución es determinada exógenamente, esto es, se presupone que los individuos ya están integrados en grupos diferenciados a través de intervalos y frecuencias, que a su vez pueden ser reagrupadas con criterios ciertamente arbitrarios. Lo anterior implicaba que no fuese utilizado el grado máximo de dispersión que pudiesen tener de forma interna los grupos y que al mismo tiempo, debilitaría la polarización que éstos generan. En Esteban (1996) se muestra que otra forma de agrupar los datos y ampliamente utilizada en el ámbito distributivo son los cuantiles, pero que ésta

⁸ Esteban (1996: 7) describe como un fenómeno de desigualdad extrema o de igualdad completa va a la par con un bajo nivel de conflictividad social.

agrupación de datos es útil solamente en el análisis de la desigualdad. Para el caso de la polarización ésta agrupación esteriliza sus efectos distributivos debido a que la información es manipulada para que la frecuencia sea igual en todos los grupos existentes, a pesar de que las distancias entre los ingresos sea dispar¹⁰.

De esta manera, partiendo de la necesidad de hacer más operable empíricamente el índice ER cuando las distribuciones no se encuentran preagrupadas, EGR aporta la extensión que permite introducir la falta de identificación al interior de los grupos. Su método propone endogeneizar los grupos, asignando los individuos dada su característica de ingreso por su mayor proximidad de tal manera que éstos no se solapen. Así los grupos se identifican lo más posible y al mismo tiempo, se diferencian entre sí. Finalmente, la polarización de los grupos es definida como aquella que resulta de descontar en ésta la falta de identificación interna de los mismos.

2.1 La medición de la polarización

La polarización hace referencia a la formación de k grupos en una función de distribución F^{11} definida por su densidad, alcanzando su máximo nivel cuando la población está fraccionada en dos grupos internamente homogéneos y situados en los extremos de ésta. Por la propiedad de identificación la medida depende no solamente del número de individuos similares en la formación de un grupo, sino también de las características comunes que éstos comparten, que en éste caso es el ingreso. Debido a que únicamente las diferencias relativas importan (Esteban y Ray 1994: 829) el ingreso debe ser transformado con logaritmos neperianos o en su defecto, ser normalizado por la media global.

⁹ Estas características no se cumplen para el caso de la desigualdad, debido a que el axioma Pigou-Dalton siempre conducirá a una menor o mayor desigualdad independientemente de las características de la distribución y del peso poblacional implicado en las transferencias.

¹⁰ Al respecto, el fenómeno se explica por que la medida de la polarización es lineal en las distancias y convexa en las frecuencias, mientras que aquellas en la desigualdad son lineales en las frecuencias y convexas en las distancias. Esteban (1996: 11).

¹¹ Este tipo de distribución es continua y generalmente unimodal. No obstante, en la formación de "polos" o grupos poblacionales sobre la distribución del ingreso, como señala Esteban (1996: 11), no tiene sentido considerar que dos individuos con ingresos muy similares, aunque distintos, pertenecerán a grupos diferentes. Por su parte, Gradin (1995)

De esta manera y siguiendo la notación de ER, un individuo con ingreso x sentirá identificación de grupo $I(x, F)$ dentro de una distribución dada F , y expresará alienación $r(x, y)$ con respecto de aquel individuo con ingreso y . Así, el antagonismo efectivo de x hacia y presenta una función creciente de la forma $T(I(x, F), r(x, y))$ tal que el antagonismo efectivo aumentará con la alienación pero se aminorará con el sentimiento de identificación. La agregación del antagonismo efectivo generado en la distribución se expresa de la siguiente manera:

$$P(f) = \int_0^1 \int_0^1 T(I(x, F), r(x, y)) dF(x) dF(y) \quad (1)$$

La medida descrita en estos términos es continua y no presenta operatividad alguna, por lo que a continuación se presenta su notación más precisa y aplicable en el entorno empírico.

Denotando el dominio D de toda distribución, se tiene que la medida de la polarización se elabora en un espacio $P: D \rightarrow \mathfrak{R}_+$. Así tenemos que, para cualquier distribución F , siempre que $y \in \mathfrak{R}^n$, $y_i \neq y_j$ para todo i, j y $p > 0$, su representación simplificada se expresa por una partición $\rho = (z_0, z_1, z_2, \dots, z_k; y_1, y_2, \dots, y_k; p_1, p_2, \dots, p_k)$ que delimita k grupos sin cruce alguno, con ingresos de corte $z_0 < \dots < z_k$. Los ingresos de cada individuo y la población relativa de los grupos se expresan como y_i y p_i respectivamente. Esta partición define los grupos dentro de un intervalo de ingresos $[z_{i-1}, z_i] \forall i = 1, \dots, k$. De este modo, si la función de identificación es representada por $p_i^{1+\alpha}$ y la de alienación por $|y_i - y_j|$, la formula propuesta por ER aplicada en ρ es la siguiente:

$$ER(\alpha, \rho) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k p_i^{1+\alpha} p_j |y_i - y_j| \quad (2)$$

El parámetro α requiere especial atención, ya que representa una constante positiva que captura la importancia de identificación de grupo, y es precisamente la presencia de la identificación la que distingue una medida de polarización de aquella utilizada para la desigualdad. Por lo tanto, α pondera

muestra como la polarización y la desigualdad se comportan de manera distinta para este tipo de distribuciones.

la relevancia hacia la formación de grupos en la distribución, reflejando entonces la sensibilidad hacia la polarización.

El término α no puede tomar valores arbitrarios, debido a que existe un punto máximo en el cual la función de identificación dejaría de satisfacer los axiomas inherentes a la medida, por lo que debe acotarse dentro de un intervalo [1, 1.6] (Esteban y Ray, 1994: 834). La función de identificación debe ser de la forma $I(x, F)^\alpha = I(\rho^\alpha)$, con $\alpha > 0$. Si $\alpha = 0$, el índice obtenido de la fórmula (2) resulta ser una transformación escalar del coeficiente de Gini, es por ello que el exponente que pondera la población es elevado en la fórmula a una potencia que excede la unidad ($1+\alpha$), otorgando de esta manera el comportamiento requerido por la medida de la polarización. Es así como se asume para la aplicación empírica que α puede tomar tres valores: 1 para un parámetro de baja sensibilidad; 1.3 para uno moderado; y 1.6 para la máxima sensibilidad.

Por su parte, y desde un punto de vista estadístico ρ es una representación de F que induce un término de error $\in (F; \rho)$ que explica la falta de identificación al interior de los grupos, debido a la existencia de dispersión interna. De esta forma, la extensión EGR que incorpora la falta de identificación en el nivel de polarización dado en F es expresada como la estimación de (2) sustrayendo el término error de la siguiente manera:

$$EGR(F; \alpha, \beta, \rho) = ER(\alpha, \rho) - \beta \in (F, \rho) \quad (3)$$

El índice EGR está acotado entre $[0, 2]^{12}$ en tanto no presenta límite superior cuando el ingreso es expresado en logaritmos neperianos -como ocurre en ER (1994)-. β es un parámetro libre que asigna el peso a la falta de identificación interna en un rango $[0, 1]$. Cuando $\beta = 1$ se asigna todo el peso de la falta de identificación interna entre los k -grupos, haciendo referencia a la *polarización extendida* en EGR, mientras que cuando $\beta = 0$ se hace referencia a la medida *simple* de polarización en ER. El uso de diferentes

¹² La medida alcanza su máximo valor cuando la distribución es simétrica, esto es, la mitad de la población en cada extremo: $0.5(y_1 + y_2)$.

valores entre α y β permite demostrar lo robusto de la medida a nivel empírico, sin importar el número de grupos asumido en la distribución. En general, siempre existirá un número de grupos (endógenos) que minimice el error de dispersión y que represente el nivel máximo de polarización para un nivel dado de β .

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. \in se minimiza al ser expresado en términos de la media de todas las distancias de ingreso entre los individuos de los k grupos¹³. Lo anterior se expresa como la sustracción de la desigualdad de la representación en ρ de aquella estimada para la distribución original en F :

$$\in(F; \rho) = G(F) - G(\rho) \quad (4)$$

y dado que los grupos deben presentar un nivel similar en ingresos, la distancia promedio de los pares de ingreso x e y dentro de los grupos se expresa en forma continua como:

$$\in(F; \rho) \equiv \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \int_{z_{i-1}}^{z_i} \int_{z_{i-1}}^{z_i} |x - y| dF(x) dF(y) \quad (5)$$

Para determinar la polarización de los grupos de forma endógena, se obtiene una partición óptima para cualquier agrupación con $k \geq 3$, y se generaliza en $\rho^* = (z_0^*, z_1^*, \dots, z_k^*; y_1^*, \dots, y_k^*; p_1^*, \dots, p_k^*)$ utilizando el siguiente algoritmo propuesto en Esteban, *et al.* (1999):

$$z_i^* = \frac{p_i^* y_i^* + p_{i+1}^* y_{i+1}^*}{p_i^* + p_{i+1}^*} \quad (6)$$

La expresión en (6) muestra que es factible encontrar la partición óptima de una distribución entre dos grupos adyacentes, como un ingreso promedio conjunto de ambos grupos. De esta forma, se muestra finalmente la medida EGR que estima la polarización en F para k grupos endógenos:

¹³ El término de error mide la componente intra-grupo de la descomposición del Gini en un componente *dentro* y uno *entre*. Al respecto, Pyatt (1976: 249.); y Mookherjee y Shorrocks (1982: 888.) han demostrado que cuando los ingresos de un grupo hacia otro no se solapan (como en este caso) tal descomposición existe. El enfoque empleado es el de Lambert y Aronson (1993) que interpretan geoméricamente los dos componentes *entre* e *intra* grupos en términos de áreas sobre una curva de Lorenz.

$$P(F; \alpha, \beta, \rho^*) = ER(\alpha, \rho^*) - \beta [G(F) - G(\rho^*)] \quad (7)$$

El índice P tiene la propiedad de homoteticidad que es estándar en el entorno de la desigualdad (Esteban y Ray, 1994: 830) y se denota como condición H :

Condición H : si $P(p, y) \geq P(p', y')$ para dos distribuciones (p, y) y (p', y') , entonces para todo cambio distributivo $\lambda > 0$, $P(\lambda p, y) \geq P(\lambda p', y')$.

Esta propiedad hace alusión a que el ordenamiento inducido por la medida sobre dos distribuciones no variará con respecto de su tamaño poblacional.

2.2 La bipolarización.

Uno de los objetivos del documento es estudiar de que manera la polarización ha tendido a separar los extremos de la distribución del ingreso a costa del centro. De esta forma, cuando se asume que la población se encuentra dividida en dos grupos, el ingreso medio define a la partición óptima z que separa los grupos pero que al mismo tiempo minimiza el término de error ϵ en la fórmula (3). Cuando $k = 2$ la estimación dividirá a la población en dos (los que se encuentren por debajo de la media de los que estén por encima ($P_\mu = F(\mu)$)) y después calculará la bipolarización entre ambos grupos, descontando respectivamente la falta de identificación interna. En el caso óptimo¹⁴ se tiene que $\alpha = \beta = 1$ y la fórmula a estimar en P_μ se convierte en:

$$P(F; \alpha = 1, \beta = 1, z = \mu) = 2[p_\mu - L(p_\mu)] - G(F) = 2D(F) - G(F) \quad (8)$$

donde $L(P_\mu)$ es la ordenada de Lorenz correspondiente al ingreso medio, por lo que la diferencia $P_\mu - L(P_\mu)$ se puede expresar con la desviación relativa media en $D(F)$ como:

¹⁴ El hecho de que $\alpha = \beta = 1$ permitirá al investigador establecer si bien, la bi-polarización se ha incrementado o reducido, pese a la sensibilidad que presente la medida hacia las transferencias ocurridas en cualquier parte de la distribución.

$$D = p_\mu - L(p_\mu) \quad (9)$$

El índice propuesto por Wolfson (1994) resulta ser una situación particular de EGR y se presenta para el caso en que la mediana indique el punto de corte, entonces la ordenada de Lorenz es $L(0.5) = P_m = F(m)$, y se expresa como P^W :

$$P^W = 2 \frac{\mu}{m} P(F; \alpha = 1, \beta = 1, z = m) = 2 \frac{\mu}{m} \left[2 \left[\frac{1}{2} - L\left(\frac{1}{2}\right) \right] - G(F) \right] \quad (10)$$

El índice expresado en (8) tomará valores entre $[0,2]$ mientras que (10) estará acotado entre $[0,1]$ ya que W normaliza el área de una curva de bipolarización ($P_m = B(m, q)$) como cuatro veces el valor de 0.25 de una distribución perfectamente bimodal (Wolfson, 1994: 356).

Ambas medidas de bipolarización podrán moverse en la misma dirección para cualquier par de ingresos (x e y) si y sólo si ocurriesen transferencias en el mismo lado de la distribución (Gradín 1999b: 13):

$$y \leq \min(\mu, m) \quad \text{ó} \quad x \geq \max(\mu, m)$$

por lo tanto, si $x < y \leq z$ se observará un incremento, ó en su defecto decreciente si $z \leq x < y$. En el primer caso, una transferencia de un individuo a otro más pobre incrementará la bi-polarización siempre que los individuos implicados se encuentren del mismo lado (de la mediana o de la media), mientras que en la segunda situación se reducirá. El proceso dependerá finalmente sobre los cambios ocurridos sobre la relación (μ/m) , cuya razón implicará mayor o menor relevancia para una u otra medida.

Es fácil demostrar que P^W es una transformación del índice EGR que facilita su descomposición, en el caso de que el punto de corte sea la mediana ($z = m$), llamaremos EGR2 al cómputo del índice en (3) y $\alpha = \beta = 1$ (con identificación del error). De esta forma, podemos obtener su error respectivo y realizar su descomposición, como dos veces el cociente (μ/m) multiplicado por la medida EGR2. Es importante aclarar, que las medidas EGR2 y P^W pueden mostrar entre ambas tanto convergencia como divergencia, proceso que vendrá explicado por las diferencias en el tamaño poblacional de los grupos y sus respectivas participaciones de ingreso sobre la media global para cada caso. (Paraje, 2001: 27-30).

La (bi)polarización por grupos.

Para determinar el nivel de polarización con la contribución de las características de los hogares, se empleará la metodología propuesta por Gradín (2000). La anterior 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) y la bi-polarización explicada (EP).

En el primer enfoque, se toma como partición la expresada por cada atributo observado (nivel educativo, clasificación socioeconómica, sexo, edad, zona urbano-rural, entre otras). De esta manera, 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 (expresada en ρ^c) 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. Así, el índice de (3) se normaliza para que no alcance un rango negativo¹⁵ y se obtiene la medida GP:

$$GP(F; \alpha, \beta, \rho^c) \equiv P(F; \alpha, \beta, \rho^c) - (-\beta) = ER(\alpha, \rho^c) - \beta [\epsilon(F; \rho^c) - 1] \quad (11)$$

De igual manera, el término de error se expresa de forma paralela a (4):

$$\epsilon(F; \rho^c) = G(F) - G(\rho^c) \quad (12)$$

El segundo enfoque determina la contribución de cada característica hacia la polarización, donde se compara la bi-polarización observada cuando lo determinante para la formación de los polos 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*

¹⁵ Como indica Gradín (2000: 460), el valor mínimo se obtiene cuando la polarización explicada (ER) entre grupos no existe, en conjunción con la máxima desigualdad intra-grupo, por lo que $P = -\beta$.

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, lo que permite identificar cual sería el más relevante así como también describir las tendencias específicas para cada uno en el tiempo.

La medida a emplear para el caso correspondiente de bipolarización y enfocados sobre la partición óptima en ρ^* se indica en (13). Cuando $z^*=\mu$; $G(\rho^*)=D(\rho^*)=D(F)$ y $G(\rho^+)=D(\rho^+)$, donde $G(\rho^+)$ indica el efecto del error inducido por la partición alternativa y consecuentemente, el índice se puede expresar en términos de D (definida en fórmula (9)), y comparando la desigualdad inter-grupo y la desigualdad promedio para tal índice, tenemos la siguiente expresión:

$$EP(z^* = \mu, \alpha, \beta) = \frac{[r^\alpha + 1(1-r)^\alpha + \beta]D(\rho^c)}{[p^\alpha + (1-p)^\alpha + \beta]D(F)} \quad (13)$$

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 (13) se simplifica como:

$$EP(z^* = \mu, \alpha = 1) = \frac{D(\rho^c)}{D(F)} \quad (14)$$

donde para cada característica tendremos $EP_i(F)$ y estará acotado entre [0,1] explicando la bi-polarización generada en su totalidad por la característica i cuando $EP(F) = 1$ y viceversa. Es importante remarcar que este enfoque no es una descomposición, por lo que la suma de los índices exageran su influencia sobre la bi-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 característica impone sobre las otras en el fenómeno de la formación de los polos extremos sobre la distribución de los hogares.

3. Aplicación empírica.

3.1 Base de datos, muestra y ajustes.

La fuente de información para la aplicación empírica son las Encuestas Nacionales de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) del Instituto 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 las bases (desagregadas) de datos. Las ENIGH de 1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000, son representativas a nivel nacional y perfectamente comparables entre sí¹⁶. La variable objetivo es el ingreso total disponible de los hogares referido al tercer trimestre de 2000.

Con el objetivo de mejor representatividad de la evolución del nivel general de los precios sobre los ingresos familiares de las encuestas, el ingreso es deflactado por el índice de precios al consumidor por estratos de ingreso¹⁷. Se utiliza la escala de equivalencia de la OCDE sobre el ingreso familiar para tomar en consideración el bienestar del hogar. Al respecto, no existe un consenso generalizado en la implementación 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 utilizada en el contexto internacional lo que permite comparabilidad entre los estudios existentes. La escala considera no sólo la relevancia de equivalencia de ingreso entre adultos o entre el total de miembros del hogar, sino que también a los niños, asignando un peso de 1 al primer adulto y ponderando cada adulto adicional y niños miembros del hogar por un valor de 0.5 y 0.3 de forma respectiva¹⁸.

¹⁶ Ver Aguilar, (Op.cit: pp.13-19, 59-61) que realiza una descripción completa sobre las bases de datos de las ENIGH.

¹⁷ El proceso se realizó de acuerdo a los siguientes pasos: 1) Se depuran (eliminando registros con ceros) y ordenan en forma ascendente las bases de datos con los registros individuales de ingreso, 2) se deflacta cada registro por tramos considerando su pertenencia al estrato respectivo en términos del salario mínimo. y 3) se agrupan los registros en base a los folios de identificación y se suman los ingresos respectivos, obteniendo así, el ingreso familiar total.

¹⁸ Cowell y Mercader (1997: 29) indican que tanto la composición familiar como el tamaño de la familia son importantes en el proceso de equivalización del ingreso. De esta forma, la escala de la OCDE (o conocida como escala de Oxford) impacta el ingreso del hogar en un término intermedio, esto es, por encima del ingreso familiar sin escala, pero por debajo de aquel con escala per cápita, lo que evita una probable sub ó sobreestimación de los índices.

$$y = \frac{y_{ft}}{1 + (A - 1)0.5 + (C)0.3} \quad (15)$$

donde:

y_{ft} = Ingreso familiar total (suma de los ingresos declarados por cada miembro).

A = No. de adultos

C = No. de niños con edad < 15 años.

La selección de la edad en los infantes permite comparabilidad con otros estudios. Las características socioeconómicas del hogar son referidas al jefe de familia y se desglosan de la forma siguiente. El nivel educativo logrado, considerando 7 categorías desde sin estudio alguno a estudios de 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 distinguiendo 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 como las áreas metropolitanas y aquellas localidades con población superior o igual a 15 mil habitantes en el primer caso y menores de 15 mil en el segundo¹⁹ (véase tabla A1 del Apéndice A para una definición completa de las variables).

3.2 Polarización y desigualdad en México: 1984-2000.

Durante el período analizado la distribución mexicana del ingreso se ha deteriorado de manera creciente²⁰, ya que la desigualdad presenta un incremento estadísticamente significativo (al 95% de confianza) como indican los errores estándar asintóticos de los índices de *Gini* (G), Theil (I_1) y la

¹⁹ Son las zonas de alta o baja densidad según marco metodológico en las ENIGH, INEGI, (1992: p.287).

²⁰ Los estudios de Székely (1994: 147, 148), Lustig (1998: 309), Aguilar (2000) y Hernández-Laos (2000a: 869), muestran que la tendencia de la desigualdad ha sido creciente en las últimas dos décadas y con niveles por encima del ámbito promedio internacional.

desviación media de los logaritmos (l_0)²¹ del Cuadro 1. El índice G se puede expresar de la siguiente forma:

$$G = \sum_i \sum_j |y_i - y_j| / 2N^2 \mu \quad (16)$$

En tanto aquellos estimados de la familia de índices de entropía, se expresan en el orden siguiente:

$$[17a] \quad I_0 = \frac{1}{n} \sum_i \log\left(\frac{\mu}{y_i}\right),$$

$$[17b] \quad I_1 = \frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu}\right) \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)$$

Así tenemos a la desviación media de los logaritmos en [17a] y el índice propuesto por Theil (1967) en [17b], con $i = 1, \dots, n$ hogares, y_i el ingreso y μ la media global. La medida I_0 es más sensible que I_1 a las transferencias en la parte baja de la distribución.

Cuadro 1. Indicadores seleccionados sobre desigualdad del ingreso Total disponible equivalente¹ en México, 1984-2000.

| Años | Gini | I_0 | I_1 | n |
|----------------|------------------|------------------|------------------|--------|
| 1984 | 0.481 (0.017) | 0.420 (0.012) | 0.447 (0.021) | 4,515 |
| 1989 | 0.500 (0.012) | 0.458 (0.025) | 0.557 (0.067) | 10,658 |
| 1992 | 0.527 (0.011) | 0.512 (0.015) | 0.592 (0.037) | 9,604 |
| 1994 | 0.554 (0.010) | 0.539 (0.011) | 0.598 (0.022) | 11,945 |
| 1996 | 0.606 (0.041) | 0.683 (0.008) | 1.516 (0.066) | 12,980 |
| 1998 | 0.538 (0.008) | 0.536 (0.016) | 0.586 (0.031) | 10,141 |
| 2000 | 0.542 (0.012) | 0.533 (0.025) | 0.614 (0.049) | 9,585 |
| Cambio/* 84/00 | 6.13 (0.020) | 11.30 (0.041) | 16.72 (0.068) | |
| t | 3.06 | 2.94 | 2.45 | |

Fuente: Estimaciones propias con la base de datos desagregada de las ENIGH, años respectivos. Errores estándar entre paréntesis. Los índices son estimados considerando los factores de expansión poblacional.

Notas: ¹ Escala de equivalencia de la OCDE.

/* El cambio es la diferencia asintótica entre los índices, con una t -student = $n-k$ gl = 1.96.

²¹ Véase Cowell (1989) para un entendimiento del cálculo de los errores estándar asintóticos sobre los citados índices.

De forma similar al aumento de la desigualdad, en el cuadro 2 se muestra que la bi-polarización también ha aumentado durante el período. Los errores estándar indican que los índices de bi-polarización (con distintos valores del parámetro α y β) son estadísticamente significativos.

Un hallazgo interesante es que la magnitud en el incremento de la bi-polarización depende sensiblemente de la valoración en α , dado que en ciertos casos éste aumento es inferior ó superior con respecto de aquel presentado por la desigualdad entre 1984 y 2000. Para $\beta=1$, los índices $P^{\alpha=1}$ y $P^{\alpha=1.6}$ aumentan un 19.8% y 33% respectivamente, mientras que la desigualdad medida por I_0 crece alrededor de un 27%. De cualquier forma, cuando la distribución se divide en dos grandes grupos se puede observar que el signo de la variación de la polarización en años consecutivos es robusto tanto en ER como en EGR y para cualquier nivel de sensibilidad de α .

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

| Años | $\beta=0$ | | | $\beta=1$ | | | ϵ (error) |
|------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------------|
| | $P^{\alpha=1}$ | $P^{\alpha=1.3}$ | $P^{\alpha=1.6}$ | $P^{\alpha=1}$ | $P^{\alpha=1.3}$ | $P^{\alpha=1.6}$ | |
| 1984 | 0.346 (0.011) | 0.289 (0.015) | 0.244 (0.017) | 0.212 (0.003) | 0.155 (0.006) | 0.109 (0.005) | 0.135 |
| 1989 | 0.361 (0.011) | 0.303 (0.007) | 0.258 (0.007) | 0.222 (0.005) | 0.164 (0.006) | 0.119 (0.003) | 0.139 |
| 1992 | 0.385 (0.007) | 0.325 (0.008) | 0.279 (0.008) | 0.243 (0.007) | 0.183 (0.007) | 0.137 (0.007) | 0.142 |
| 1994 | 0.401 (0.009) | 0.340 (0.007) | 0.293 (0.006) | 0.258 (0.006) | 0.197 (0.003) | 0.150 (0.005) | 0.143 |
| 1996 | 0.449 (0.017) | 0.388 (0.013) | 0.343 (0.016) | 0.292 (0.012) | 0.231 (0.013) | 0.185 (0.017) | 0.157 |
| 1998 | 0.395 (0.006) | 0.334 (0.005) | 0.286 (0.005) | 0.251 (0.005) | 0.190 (0.004) | 0.143 (0.004) | 0.144 |
| 2000 | 0.398 (0.007) | 0.337 (0.011) | 0.289 (0.009) | 0.254 (0.008) | 0.193 (0.006) | 0.145 (0.010) | 0.144 |

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

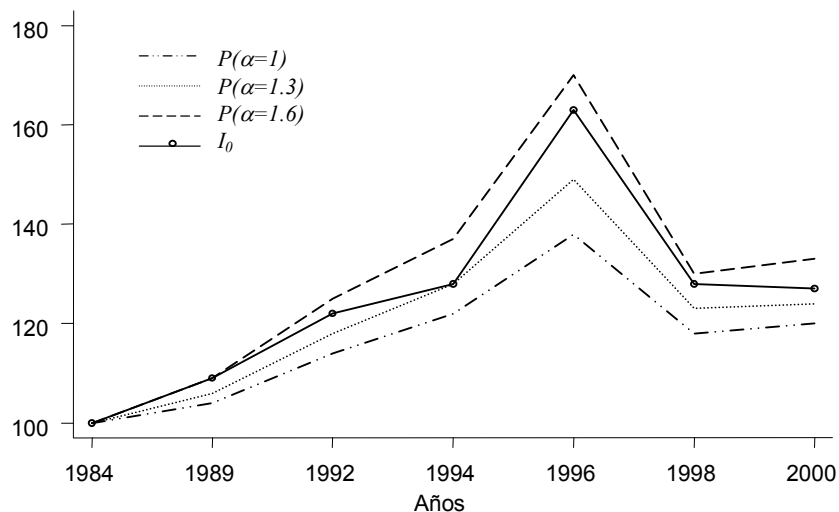
La gráfica 1 muestra la evolución del índice I_0 y de la medida de la bi-polarización cuando $\beta=1$ con los distintos parámetros de aversión α . Se observa claramente que a partir de 1984 ambas medidas han ido a la par, esto es, crecientes hasta 1996 para luego reducir su tendencia en 1998 con un suave incremento hacia el año 2000. Entre 1984 y 1989, tanto el

incremento de la polarización con mayor peso ($\alpha=1.6$) como de la desigualdad es patente, resultado congruente con los encontrados por Székely (1994) bajo el sustento de que la política económica de ajuste favoreció en mayor medida a los grupos de ingreso elevado²².

Los cambios en la polarización ($\alpha=1.6$) son superiores que los de la desigualdad a partir de 1989. Esta última reduce su incremento hasta igualarse con el de la polarización y parámetro de aversión moderado ($\alpha=1.3$) en 1994, año que se presenta como el de menor nivel inflacionario (7%) durante el período analizado. Entre 1989 y 1994 la polarización con $\alpha=1.6$ es superior que la desigualdad, lo que es indicativo de un mayor peso en la formación de grupos que la misma concentración del ingreso en la sociedad.

El año de 1996 muestra el repunte más alto tanto en la polarización como en la desigualdad. A partir de este año se observa una reducción en la variación de ambos índices, no obstante, ésta se mantiene por encima del año base en 1984, e incluso, la polarización parece revertirse en el 2000 con un ligero repunte.

Gráfica 1. Polarización y desigualdad en México, 1984-2000.
(Índice 1984=100, $k=2$, $\beta=1$).



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

²² Székely (1994: 149) con una metodología distinta a la aquí empleada, muestra que la clase rica aumentó considerablemente su participación en el ingreso total, de 31.9 en 1984 a 43.2% en 1989, e infiere que este grupo fue el único que mejoró su posición durante el período.

En el Cuadro 3 se puede observar que la población por debajo del ingreso medio es creciente en la mayor parte del periodo, y precisamente, el año de 1996 se presenta como el de mayor bi-polarización, lo que se explica por el crecimiento máximo en la media 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% de forma respectiva.

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

| Años | Población | | Medias | | Razón | corde |
|------|-----------|-------|-------------|-------------|---------------|-------|
| | p_1 | p_2 | μ_1/μ | μ_2/μ | 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 |

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

3.2.1 La partición en 3 grupos: Análisis conjunto de la sociedad mexicana.

Para una mejor comprensión del análisis de la polarización en la distribución del ingreso, y de la clase media en México, se asume la existencia de tres grupos en la población y se extiende el análisis a una partición óptima de la distribución que refleje a la sociedad en su conjunto, esto es, la clase pobre, la media y la clase rica²³ (p_1 , p_2 y p_3). Los resultados de la mencionada partición se obtienen con $k=3$. Los índices P son estadísticamente significativos y muestran un término de identificación más reducido, debido a que la parte explicada del Gini en la descomposición es más alta (88%) que con respecto aquella cuando $k=2$ (véase Apéndice C, Cuadro C2).

²³ 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.

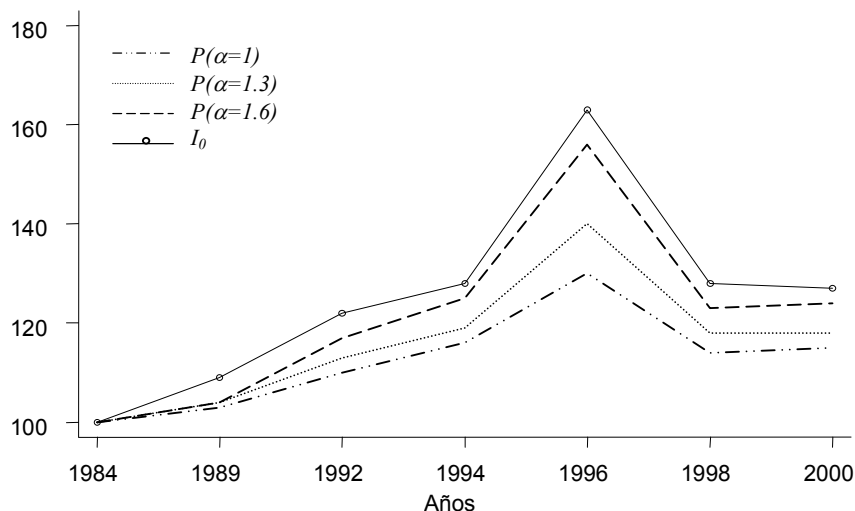
Cuadro 4. Polarización en México, 1984-2000: Índice $P(F; \beta, \alpha, \rho^*, k=3)$.

| Años | $\beta=0$ | | | $\beta=1$ | | | ϵ (error) |
|------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------------|
| | $P^{\alpha=1}$ | $P^{\alpha=1.3}$ | $P^{\alpha=1.6}$ | $P^{\alpha=1}$ | $P^{\alpha=1.3}$ | $P^{\alpha=1.6}$ | |
| 1984 | 0.276 (0.012) | 0.205 (0.011) | 0.154 (0.011) | 0.215 (0.010) | 0.144 (0.005) | 0.093 (0.005) | 0.061 |
| 1989 | 0.286 (0.004) | 0.213 (0.007) | 0.161 (0.005) | 0.222 (0.004) | 0.149 (0.004) | 0.097 (0.005) | 0.064 |
| 1992 | 0.303 (0.005) | 0.228 (0.004) | 0.175 (0.004) | 0.238 (0.009) | 0.163 (0.004) | 0.109 (0.004) | 0.066 |
| 1994 | 0.315 (0.004) | 0.237 (0.004) | 0.182 (0.003) | 0.249 (0.003) | 0.172 (0.004) | 0.116 (0.003) | 0.065 |
| 1996 | 0.352 (0.017) | 0.274 (0.018) | 0.217 (0.014) | 0.281 (0.017) | 0.203 (0.012) | 0.146 (0.019) | 0.071 |
| 1998 | 0.312 (0.005) | 0.236 (0.002) | 0.181 (0.003) | 0.246 (0.005) | 0.170 (0.005) | 0.115 (0.003) | 0.066 |
| 2000 | 0.313 (0.004) | 0.235 (0.007) | 0.180 (0.004) | 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.

Los índices de polarización del cuadro 4 muestran que al permitir una mayor cantidad de grupos en la distribución, su cambio de un año a otro es menor que con respecto aquel en la expresión bi-modal. De esta manera, para cualquier valor de α los cambios en la desigualdad son superiores que los de la polarización, lo que es indicativo de una sociedad que si bien se ha polarizado en el tiempo, denota un patrón de creciente concentración del ingreso. En la gráfica 2 se observa que si bien, su comportamiento es similar al estimado para la bi-polarización su cambio durante el periodo es menos pronunciado.

Gráfica 2. Polarización y desigualdad en México, 1984-2000.
(Incremento del índice 1984=100, $k=3$, $\beta=1$).



Fuente: Elaboración propia con base en Cuadros 1 y 4.

El Cuadro 5 muestra la representación óptima de las clases económicas. La tendencia del índice P y la disminución del peso relativo de la clase media reflejan el deterioro al que ha sido sometida en el periodo. Con respecto de 1984, se observa una reducción de la clase media en 5.6 puntos porcentuales al 2000 y un aumento del peso poblacional del grupo pobre en 9.7 puntos, ubicando su nivel en 55.5%²⁴. El grupo rico reduce su peso en 4.2 puntos, lo que infiere un desplazamiento de la mayor parte de los hogares hacia la cola baja, dejando a la clase media con un 34.2% de los hogares, nivel aún por debajo de su participación alcanzada en el año de 1989 y similar al de 1992 de 33.5%.

Es claro que el máximo deterioro se produce en el año de 1996 con una participación aproximada de la clase media en tan solo 29%, reflejo claro de que los efectos de la crisis de 1995 y los ajustes implementados en su combate desplazaron primordialmente los hogares del citado grupo hacia aquel pobre, ensanchando éste último en 3 puntos adicionales de 1994 a 1996 hasta representar un 60.7%.

Cuadro 5. Representación óptima ($F; \rho^*$, $k=3$) en la distribución del Ingreso total disponible equivalente en México, 1984-2000. (Ingresos normalizados por la media global).

| Años | Población | | | Medias | | | cortes | |
|------|-----------|-------|-------|-------------|-------------|-------------|--------|-------|
| | p_1 | p_2 | p_3 | μ_1/μ | μ_2/μ | μ_3/μ | 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.

El aumento en la participación del ingreso del grupo rico sobre la media global (μ_3/μ) 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 promedio de ese mismo año²⁵.

²⁴ La proporción de hogares en pobreza coincide aproximadamente con aquella estimada en el estudio oficial nacional más reciente de 56.9% (Cortés, *et al.* 2002).

²⁵ Entre 1994 y 1996, el ingreso promedio real equivalente trimestral disminuyó un 28.2%, al pasar de 9,943 a 7,142 pesos.

3.3 Bi-polarización en México.

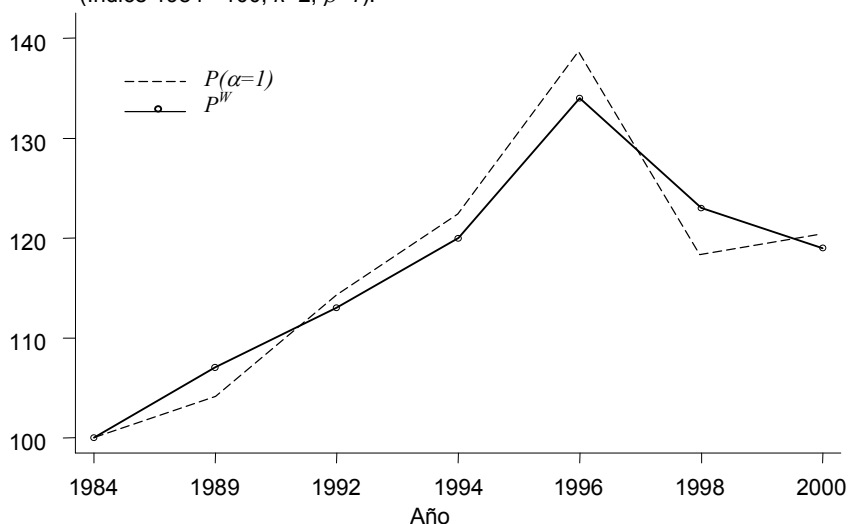
En este apartado se introduce el cómputo y el análisis de los índices de bi-polarización tanto en P como en P^W . El Cuadro 6 muestra las estimaciones de la bi-polarización con $\alpha=\beta=1$ cuando el corte óptimo es tanto la media como la mediana. Se detecta una pauta importante y diferente de la obtenida anteriormente. Gráficamente, ambas medidas se incrementan entre 1984 y 2000. Los cambios muestran que la medida P^W crece más rápido al inicio del período, sin embargo, entre 1992 y 1996 ésta se mantiene por debajo de la tendencia del índice P .

Cuadro 6. Bipolarización en México, 1984-2000:
Índices $P(z=\mu)$ y P^W , $EGR2(z=m)$; (F ; $\alpha=\beta=1$, ρ^* , $k=2$).

| Años | P | $EGR2$ | P^W | ϵ_w |
|------|-------|--------|-------|--------------|
| 1984 | 0.212 | 0.142 | 0.401 | 0.156 |
| 1989 | 0.222 | 0.139 | 0.430 | 0.181 |
| 1992 | 0.243 | 0.140 | 0.453 | 0.188 |
| 1994 | 0.258 | 0.141 | 0.483 | 0.199 |
| 1996 | 0.292 | 0.160 | 0.539 | 0.193 |
| 1998 | 0.251 | 0.144 | 0.495 | 0.196 |
| 2000 | 0.254 | 0.140 | 0.479 | 0.192 |

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

Gráfica 3. Bipolarización en México, 1984-2000.
(Índice 1984 = 100, $k=2$, $\beta=1$).



Fuente: Elaboración propia con base en Cuadros 2 y 6.

En el año de 1996 logran su máximo repunte y convergen entre 1996 y 1998, donde se cruzan y se hace más notoria la bipolarización en W debido a que la recuperación del ingreso mediano se presenta más lenta que aquella producida en el ingreso promedio de la distribución. En el 2000, la bipolarización decrece con P^W mientras que repunta con $P^{\alpha=1}$, debido a la mayor identificación interna de los dos grupos en EGR.

Cuadro 7. Representación óptima ($F; \rho^*$, $k=2$) en la distribución del Ingreso total disponible equivalente en México, 1984-2000. (Ingreso normalizado por la mediana).

| Años | Medias | | Ratio | cut-off | | $\rho_1=\rho_2$ |
|------|-----------|-----------|---------------|---------|----------------|-----------------|
| | μ_1/m | μ_2/m | μ_2/μ_1 | $z=\mu$ | $z= m = \mu/m$ | |
| 1984 | 0.41 | 1.42 | 3.94 | 1.00 | 1.59 | 0.50 |
| 1989 | 0.36 | 1.54 | 4.56 | 1.00 | 1.64 | 0.50 |
| 1992 | 0.34 | 1.62 | 4.88 | 1.00 | 1.66 | 0.50 |
| 1994 | 0.32 | 1.72 | 5.25 | 1.00 | 1.68 | 0.50 |
| 1996 | 0.34 | 1.68 | 4.88 | 1.00 | 1.66 | 0.50 |
| 1998 | 0.32 | 1.72 | 5.25 | 1.00 | 1.68 | 0.50 |
| 2000 | 0.34 | 1.68 | 4.88 | 1.00 | 1.66 | 0.50 |

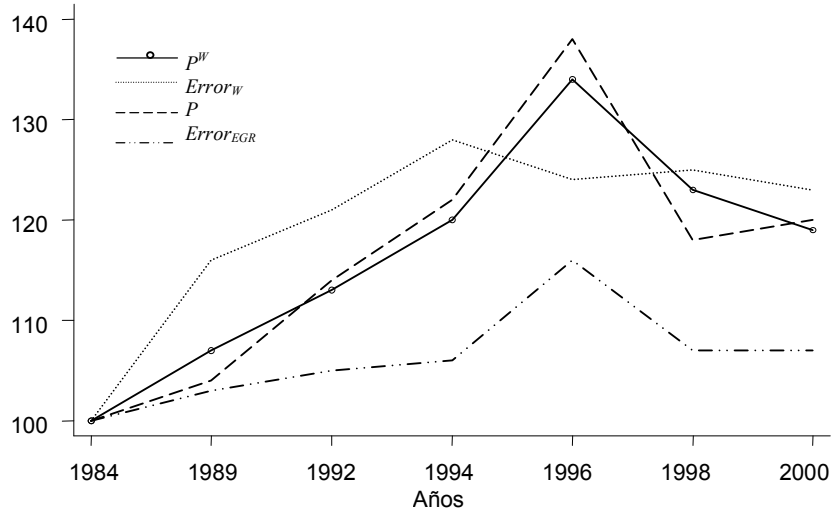
Fuente: Estimaciones propias con la base de datos desagregada de las ENIGH, años respectivos.

* Partición óptima en k -grupos: Divide a la población entre los que se encuentran debajo de la mediana $B(m,q)$, y de la media $B(\mu,q)$ de los que están por encima.

Relacionando la tendencia de incremento en los índices, se muestra en las gráficas 4 y 5 un comportamiento más detallado de la bipolarización, donde se aprecia que la dinámica de la formación de 2 polos es más relevante para la medida P con $\alpha = \beta = 1$ debido a que los cambios en el error de identificación son mucho menores que los producidos en la medida P^W lo que significa que los grupos se muestran más cohesionados y diferenciados entre sí internamente en EGR.

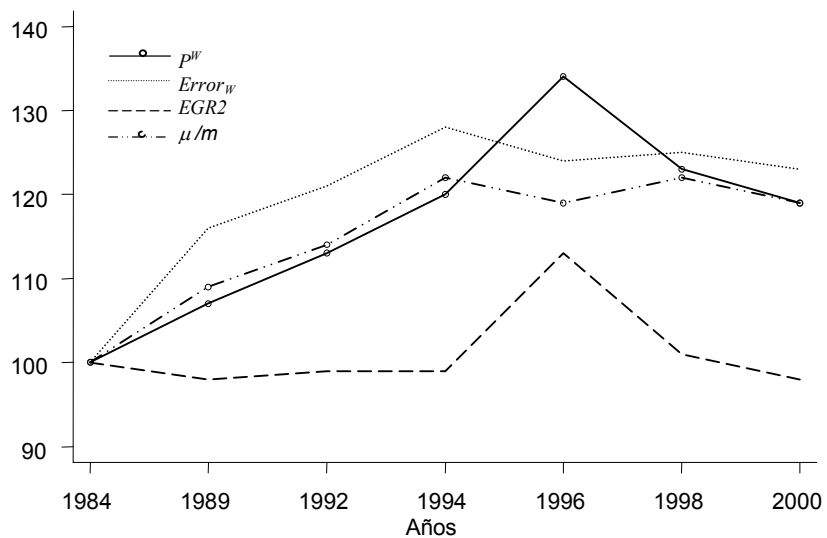
La descomposición de P^W ayuda a comprender por que la medida sufre un aumento sustancial a partir de 1994 debido a la caída del valor mediano en la distribución y fundamentalmente, por el aumento de la polarización entre grupos cuando el corte es el ingreso mediano.

Gráfica 4. Bipolarización en México, 1984-2000,
(Incremento del índice 1984=100, $k=2$, $\beta = \alpha=1$ y error).



Fuente: Elaboración propia con base en Cuadros 2 y 6.

Gráfica 5. Descomposición de la medida de Wolfson, 1984-2000.
(Incremento del índice 1984=100, $\alpha=\beta=1$).

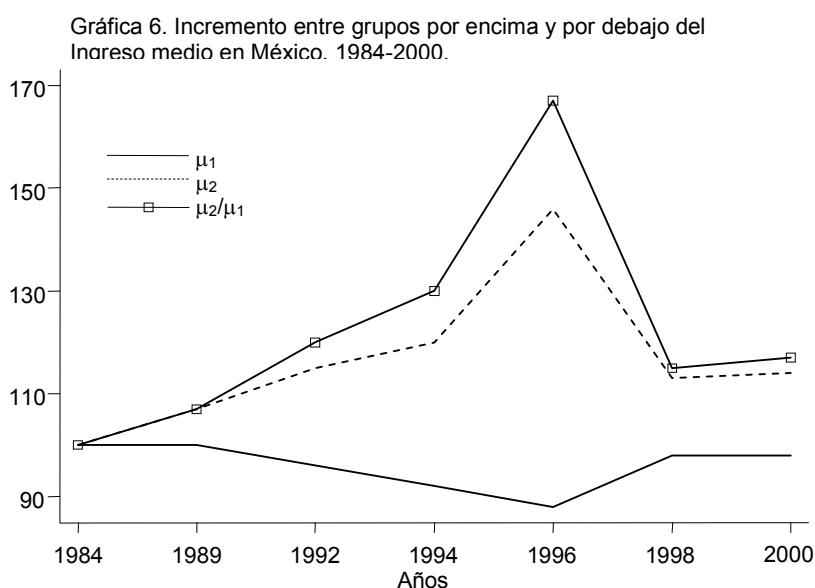


Fuente: Elaboración propia con base en Cuadros 6 y 7.

La gráfica 6 muestra la evolución de los ingresos medios de cada grupo. Se observa que el aumento de la bipolarización se debe principalmente a la creciente distancia entre los mismos grupos. Así, desde

1989 el grupo pobre sufre una caída, debido esencialmente al programa de ajuste con estricto control salarial y de austeridad en el ámbito de bienestar²⁶. Esta se prolonga con mayor intensidad hasta 1996, como resultado de la crisis de 1995. Después se recupera pero por debajo del nivel inicial de 1984. Por el otro lado, la media del grupo rico se incrementó, y presenta una disminución a partir de 1996. A pesar del pequeño margen de convergencia de ambos grupos durante 1998, el grupo rico converge de manera más rápida que el pobre debido a su disminución con respecto de la media global de ingreso, y por lo tanto, la polarización decreció. Hacia el año 2000, se observa un repunte en los grupos de ingreso, generando divergencia de nueva cuenta.

En resumen, tanto la caída en la participación de la renta media del grupo pobre (o crecimiento de la heterogeneidad entre ambos grupos) como un error de identificación interna decreciente, son factores cruciales para comprender por que la bipolarización creció durante el periodo analizado y de forma abrupta entre 1994 y 1996.



Fuente: Elaboración propia con base en Cuadro 3.

²⁶ Para una descripción de los ajustes económicos, véase Székely Op. cit: 136.

Otros factores como el desempleo, también pueden ayudar a comprender el fenómeno²⁷, sin embargo, la elevada economía informal en México no permite que el registro del desempleo general sea elevado (Gong y van Soest 2001 y Hernández 2000b: 133) dificultando de esta manera capturar la problemática desde ésta perspectiva.

3.4 Inferencia sobre los cambios en la polarización.

A pesar de la comparabilidad entre las encuestas y las bases de datos, coexiste un problema en cuanto no consideran a los mismos hogares en el tiempo, lo que pudiera llevarnos a inferir conclusiones erróneas debido a los cambios de muestreo. Por lo tanto, se implementa la técnica no paramétrica de *bootstraps*, la cual permite realizar inferencia para cualquier índice presuponiendo la muestra como un estimador consistente de la población, a través de un proceso aleatorio simple (bayesiano) que reproduce la distribución de los estadísticos con reemplazo sobre la muestra, repitiéndola un número elevado de veces (hasta 300 en nuestro caso). Los estadísticos son calculados en cada replicación, generando al final, el índice replicado con un intervalo de confianza.

Los intervalos de confianza se generan al 95% con la técnica bootstrap ajustada por percentil²⁸. De esta manera, se prueba la hipótesis de un aumento significativo de la bi-polarización cuando el corte de ingreso es endógeno (la media) donde la distribución bootstrap $d=s_1-s_2=0$ contra aquella hipótesis alternativa $d>0$, donde s_1 y s_2 son los límites superior e inferior de los intervalos de confianza para los años que se quiere comparar respectivamente.

De forma gráfica se prueba el caso de deterioro de la bipolarización en W cuando el corte es la mediana y en EGR cuando el corte es endógeno (la media) al estimar las curvas respectivas al nivel de percentil, donde ahora el estadístico es un vector $s_i = [B(q_1), \dots, B(q_{20})]$, $i=\{1,2\}$ y se contrasta la

²⁷ Véase Paraje (2001: 27), donde se indica como tasas de desempleo elevado y persistentes han sido uno de los motivos principales del duro incremento en la polarización del Gran Buenos Aires en Argentina.

²⁸ Ver Efron y Tibshirani (1993) y la sección 5.3.4 de Grenne (2001) para más detalles acerca de la técnica.

hipótesis alternativa de que $d=s_1-s_2 > 0$. Así se establece que F tiene mayor bipolarización que J cuando $B_F(q)$ es mayor o igual que $B_J(q)$. La medida P^W se puede expresar en términos del área que queda por debajo de la curva $B(q)$, que a su vez, es una transformación escalar del área entre la curva de Lorenz y la recta tangente hacia la misma en la mediana, y en P cuando el corte es la media²⁹.

Los cuadros 9A y 9B se construyen de acuerdo al cuadro 8, donde las columnas muestran los años que se quieren comparar. Para establecer un aumento estadísticamente significativo de la bi-polarización, el límite superior del año a comparar debe ser más bajo que el límite inferior del año de referencia, de otra manera no se podrá concluir nada al respecto, tan solo que la hipótesis de igualdad entre los índices no puede ser rechazada debido a que los intervalos de confianza de los índices de polarización se solapan.

Cuadro 8. Deterioro de la bi-polarización en México, 1984-2000.
(Estimación Bootstrap* e intervalos de confianza, 95%).

| Casos [$z=\mu$, $z=m$; $k=2$; $\alpha=\beta=1$] | | | | |
|--|-------|--------------------------------|-------|--------------------------------|
| Años | P | Intervalos de confianza al 95% | P^W | Intervalos de confianza al 95% |
| 1984 | 0.212 | [0.198, 0.226] | 0.401 | [0.389, 0.413] |
| 1989 | 0.222 | [0.212, 0.232] | 0.430 | [0.420, 0.440] |
| 1992 | 0.243 | [0.230, 0.256] | 0.453 | [0.441, 0.465] |
| 1994 | 0.258 | [0.247, 0.269] | 0.483 | [0.471, 0.495] |
| 1996 | 0.292 | [0.276, 0.308] | 0.539 | [0.526, 0.552] |
| 1998 | 0.251 | [0.241, 0.262] | 0.495 | [0.484, 0.506] |
| 2000 | 0.254 | [0.239, 0.269] | 0.479 | [0.465, 0.493] |

Fuente: Estimaciones propias con la base de datos desagregada de las ENIGH.

* Número de replicaciones = 300.

De esta manera resaltan a la vista tres situaciones en el análisis: cuando el corte es el óptimo ($z=\mu$), el cuadro 9A muestra claramente que la polarización creció durante el periodo analizado, siendo más bajo el índice de 1984 con respecto a los demás -excepto contra 1989- al 95% de confianza; en segundo punto, el año de 1992 no indica cambios significativos hacia el 2000, tan solo confirma a 1996 como año de máximo nivel; y finalmente, que a partir de 1996

²⁹ Véase el ejemplo gráfico del Apéndice B.

podemos concluir que la polarización se ha reducido, no obstante, con niveles aún superiores a 1984.

Cuadro 9A. Cambios¹ en los índices de polarización en México, 1984-2000.

$P(F; \alpha=\beta=1, \rho^*, k=2); (z=\mu)$.

| Años | 1984 | 1989 | 1992 | 1994 | 1996 | 1998 | 2000 |
|------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|
| 1984 | - | | | | | | |
| 1989 | NS | - | | | | | |
| 1992 | Menor | NS | - | | | | |
| 1994 | Menor | Menor | NS | - | | | |
| 1996 | Menor | Menor | Menor | Menor | - | | |
| 1998 | Menor | Menor | NS | S | S | - | |
| 2000 | Menor | Menor | NS | S | S | NS | - |

Fuente: Elaboración propia con base en Cuadro 8.

¹ Los cambios significativos en los límites superior e inferior se toman al menos por medio punto porcentual. NS: Diferencia no significativa; S: El índice en el año del encabezado es mayor que el correspondiente año del renglón.

Por su parte, la inferencia de la bipolarización del Cuadro 9B muestra ciertas diferencias. Por un lado, el cambio de 1984 a 1989 sí resulta estadísticamente significativo, y por el otro, que el año de 1992 se muestra por debajo del nivel de 1998, dando sustento empírico a los índices obtenidos en ambos años ($P_{92}^W = 0.453$ vs. $P_{98}^W = 0.495$).

Cuadro 9B. Cambios¹ en los índices de bipolarización en México, 1984-2000.

$P(F; \alpha=\beta=1, \rho^*, k=2); (z=m)$

| Años | 1984 | 1989 | 1992 | 1994 | 1996 | 1998 | 2000 |
|------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|
| 1984 | - | | | | | | |
| 1989 | Menor | - | | | | | |
| 1992 | Menor | NS | - | | | | |
| 1994 | Menor | Menor | Menor | - | | | |
| 1996 | Menor | Menor | Menor | Menor | - | | |
| 1998 | Menor | Menor | Menor | NS | S | - | |
| 2000 | Menor | Menor | NS | S | S | S | - |

Fuente: Elaboración propia con base en Cuadro 8.

¹ Los cambios significativos en los límites superior e inferior se toman al menos por medio punto porcentual. NS: Diferencia no significativa; S: El índice en el año del encabezado es mayor que el correspondiente año del renglón.

Es interesante como ambas medidas indican que la bi-polarización tiende a reducirse a partir de 1996. El índice P^W muestra una reducción a partir de 1998 en tanto P no indica cambio significativo hacia el 2000. En suma, los resultados indican un serio deterioro para la clase media debido al crecimiento significativo de la bi-polarización con mayor presencia entre 1994 y 1996.

A continuación se muestran las curvas de bipolarización. Estas se construyen acumulando las diferencias relativas con respecto de la mediana desde el centro hacia los extremos, y se expresa de la siguiente forma:

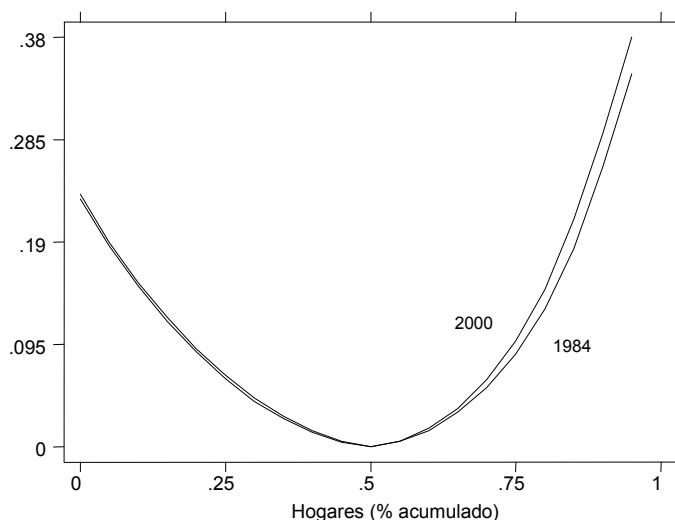
$$B(m, q) = \int_q^{1/2} \frac{|y-m|}{m} dF, \quad q \in [0, 1] \quad (18)$$

y con respecto de la media:

$$B(\mu, q) = \int_q^{\mu} |y - \mu| dF, \quad q \in [0, 1] \quad (19)$$

Las curvas $B(q)$ desempeñan de esta manera, el mismo papel que la curva de Lorenz para la desigualdad en cuanto a dominancia se refiere (Wolfson 1997: 406). La gráfica 7 muestra el aumento de la bipolarización durante el período para cualquier percentil de población -hogares-. Se observa que la curva del año 2000 domina a la de 1984, lo que implica un distanciamiento mayor de los ingresos y el deterioro respectivo de la clase media en el 2000.

Gráfica 7. Curva de bipolarización $B(m, q)$ del ingreso total disponible equivalente en México, 1984 y 2000. Estimación percentil.

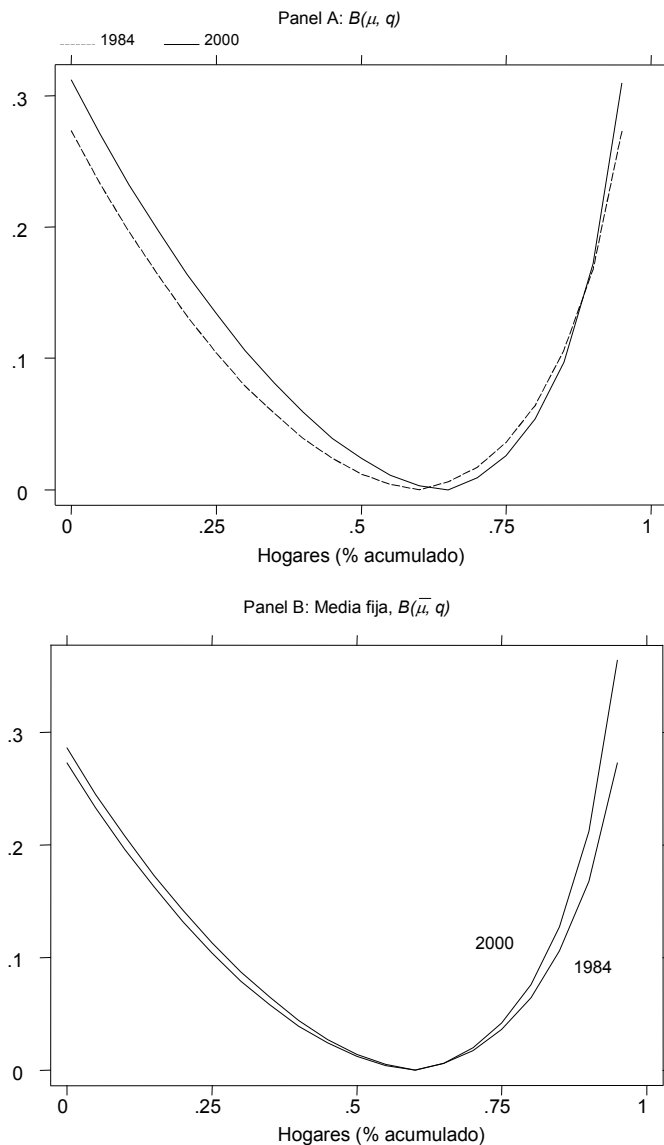


Fuente: Elaboración propia con la base de datos de las ENIGH, años respectivos.

Se detecta que el peso de los grupos de ingreso por encima de la mediana ha perdido hegemonía, al verse incrementada su distancia con

respecto al centro en mayor medida que el grupo ubicado por debajo, lo que permite explicar el gran incremento del grupo pobre (por debajo de la mediana) y por lo tanto, de la bipolarización. Este ordenamiento explica por que el índice P^W sufrió un aumento de 19.5% entre ambos años.

Gráfica 8. Curvas de bi-polarización del ingreso total disponible equivalente en México, 1984 y 2000. Estimación percentil.



Fuente: Elaboración propia con la base de datos de las ENIGH, años respectivos.

Por su parte, las curvas de bi-polarización cuando el corte es endógeno se comportan de una forma distinta, ya que un aumento del

ingreso promedio de una distribución a otra conducirá a un cruce irreversible de las mismas (Gradín 1999: 16). Al respecto, una solución es mantener fija la media de la distribución (inicial) a comparar y observar en caso de existir cruces previos, si éstos persisten.

Es así como se puede observar en la gráfica 8 que las curvas de bi-polarización se cruzan entre ambos años. El cruce se presenta en los percentiles 55 y 90 debido al aumento de la renta media. A pesar de lo anterior, el índice P aumenta un 19.8% con significancia estadística. Si se fija la media en su nivel de 1984, es factible lograr el orden parcial entre ambos años.

3.4.1 La bipolarización por características (Índice EP y GP).

Para demostrar la incidencia de la (bi)polarización sobre el impacto que tienen distintos grupos de hogares en la sociedad, es necesario asumir que éstos comparten otros atributos además del ingreso. De esta manera, en esta sección se aplica el enfoque de la polarización explicada y sus resultados se muestran en los cuadros 10 y 11.

En el cuadro 10 se muestran las tendencias por característica socio-económica del jefe del hogar durante el período y en el cuadro 11 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 bi-modal para los años de los extremos.

Cuadro 10. Bipolarización explicada por características en México, 1984-2000.

| Variables | Contribución ($\alpha=1$). | | | | | | | |
|-----------|------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------------------|
| | 1984 | 1989 | 1992 | 1994 | 1996 | 1998 | 2000 | 84-2000 ¹ |
| 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.

¹ Índice promedio del período.

De acuerdo a los resultados, 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 cola baja distributiva, debido a que muestra el mayor incremento del cociente del ingreso de los ricos hacia el de los pobres de 2.3 a 3.1 veces y su valor explicado (*EP*) pasa de 0.366 a 0.626 en los años recientes, lo que confirma que esta produce la mayor diferencia de ingreso entre los hogares de ambos grupos, pobre y rico, que en este caso son los de baja (desde sin estudios hasta secundaria) y los de alta (desde bachillerato hasta postgrado) cualificación. Analizando los resultados del cuadro 10 y el cuadro 11, se muestra un proceso de formación de dos polos educativos bien definidos con mayor peso de grupo en la participación pobre, que coincide a su vez con los jefes de familia menos cualificados.

Cuadro 11. Particiones bimodales por característica en México, 1984 y 2000.

| Características | rico/pobre ¹ | | Participación Pobre (%) | | Participación Rica (%) | |
|-----------------|-------------------------|-------|-------------------------|------|------------------------|------|
| | μ_2/μ_1 | | 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 |

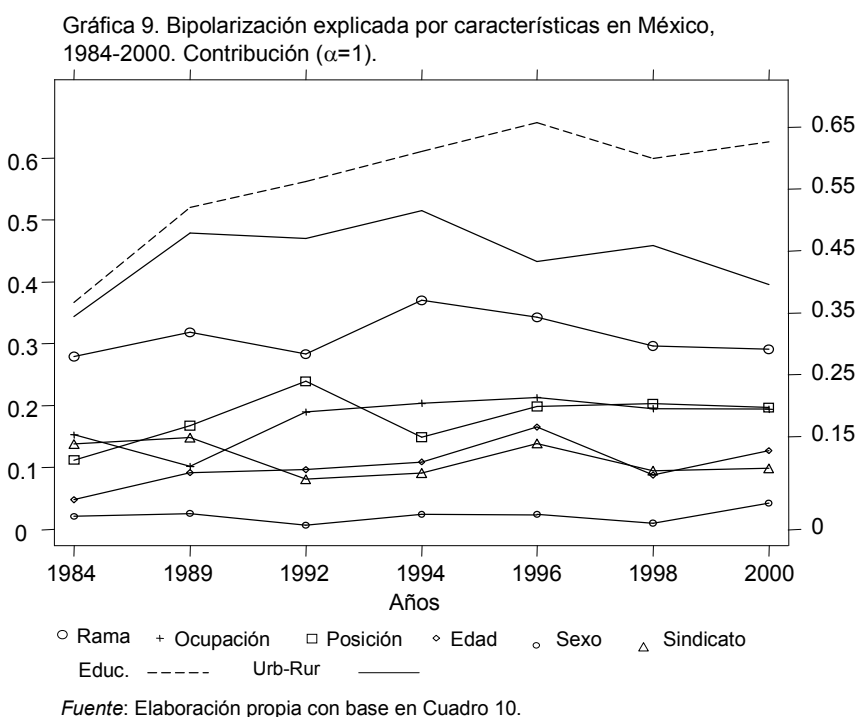
Fuente: Estimaciones propias con base en las ENIGH, años respectivos.

¹En relación al ingreso promedio de cada grupo.

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 aproximadamente un 44% de la polarización promedio generada en la distribución (manteniendo constante las demás); la rama de actividad con 31%, en tanto la posición y la ocupación en el trabajo con un 18%.

Por otro lado y al igual que los resultados encontrados por Gradín (1999) en España, el género y la edad se muestran como las características que menos inciden en la bi-polarización, con un índice *EP* promedio de 0.022 y de 0.104 de forma respectiva.

La gráfica 9 describe las tendencias para las 8 variables seleccionadas. Se observa que la distribución del ingreso se torna más bipolarizada debido al fuerte efecto de la educación, donde tan solo el género y la razón sindical muestran una tendencia constante e incluso, decreciente para ésta última, excepto en el año de 1989 y 1996 como un efecto inducido seguramente por el debilitamiento sindical de los últimos años a raíz de las reformas laborales que expresaron una clara flexibilidad a la baja de las percepciones reales del trabajo (Hernández 2000b: 129).



Sorprendentemente, en 1996 únicamente la rama y el ámbito urbano-rural permitieron un efecto negativo sobre la bipolarización, mientras que las demás características contribuyeron a su incremento.

En el cuadro 12 se muestra la polarización de grupo, que rescata los efectos que ejerce la posibilidad de que se formen un mayor número de grupos en cada característica, por lo que aquí pesa mucho menos la bipolarización descrita por el índice *EP*. El error de identificación interna es muy superior a los niveles estimados por las particiones endógenas de EGR,

debido a que en este caso, los grupos se forman de acuerdo a su propia estratificación.

Cuadro 12. Polarización de grupo por características en México, 1984 y 2000.
($\alpha=\beta=1$).

| Características | 1984 | | | 2000 | | |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | GP | ER | € | GP | ER | € |
| Educación | 0.879 | 0.057 | 0.178 | 0.891 | 0.082 | 0.191 |
| Posición | 0.779 | 0.041 | 0.262 | 0.783 | 0.056 | 0.273 |
| Ocupación | 0.787 | 0.046 | 0.259 | 0.788 | 0.049 | 0.261 |
| Rama | 0.817 | 0.063 | 0.246 | 0.808 | 0.074 | 0.266 |
| Edad | 0.695 | 0.009 | 0.314 | 0.752 | 0.026 | 0.274 |
| Genero | 0.685 | 0.004 | 0.319 | 0.684 | 0.004 | 0.320 |
| Sindicato | 0.766 | 0.047 | 0.281 | 0.717 | 0.033 | 0.316 |
| Urb-Rural | 0.838 | 0.077 | 0.239 | 0.840 | 0.098 | 0.258 |

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

Por ejemplo, la educación muestra el mayor nivel de polarización de grupo tanto en 1984 como en el 2000 con índices por el orden de 0.879 y 0.891 y un error de identificación interna por 0.178 y 0.191 respectivamente, mientras que la edad es el caso opuesto, con los valores mínimos del índice GP de 0.69 y 0.75 y los errores de identificación máximos de 0.314 y 0.274 en cada año, indicativo de que la formación de grupos con esta variable muestra el menor grado de cohesión.

Segunda en importancia para formar grupos más cohesionados, es la zona urbano-rural, reflejo de la relevancia de este entorno para el hogar en su definición dentro de los grupos sociales. La idea central es que un menor error es indicador de que los grupos (polos) sobre la distribución están más identificados internamente entre sí por sus diferencias, por ejemplo, los más cualificados de los menos cualificados, los mandos altos y gerenciales con respecto de los empleados, obreros y demás asalariados, entre la rama económica tradicional y la industria moderna y los servicios, y así sucesivamente.

En suma, la tendencia al desplazamiento de los grupos medios hacia la cola baja tiene mayor incidencia sobre las características de la educación, la posición, la ocupación y el sindicato, 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, debido a su mayor peso poblacional (Véase cuadros 14 y 15 del siguiente apartado).

3.5 Medida alterna de la polarización: El enfoque ZK.

Zhang y Kanbur (2001) muestran un procedimiento alternativo al hasta aquí desarrollado, el cual propone mediante la descomposición de la desigualdad, un desarrollo alterno de la polarización por características sustentado bajo el principio *PD* y consistente con el criterio de Lorenz. La aplicación empírica permitirá contrastar la robustez de los resultados del apartado anterior y al mismo tiempo observar las tendencias durante el período analizado.

Así, retomando el índice I_0 de [17a] Zhang y Kanbur indican que su descomposición por característica empleada se puede expresar como:

$$I_0 = \sum_k n_k / n (I_{0k}) + \sum_k n_k / n \log \left(\frac{1}{\mu_k / \mu} \right) \quad (20)$$

donde la parte izquierda de la formula muestra el componente inexplicado de la desigualdad (*within*) como un promedio ponderado de la desigualdad de los subgrupos, y el de la derecha permite detectar la parte explicada por la característica empleada (*between*) como aquella desigualdad que obtendría cada hogar al haber logrado la renta media del subgrupo al que pertenece. De esta manera, se define el ratio como el índice alternativo de polarización ZK:

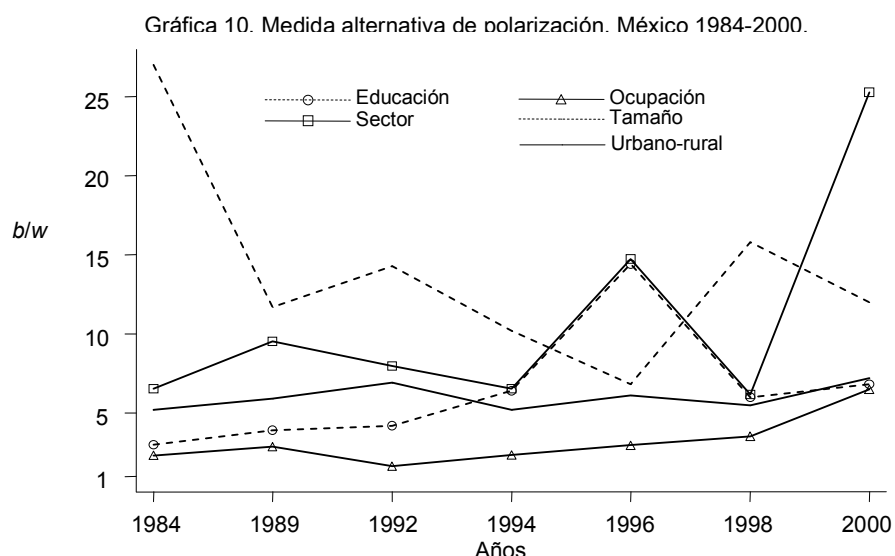
$$ZK = \text{between/within} \quad (21)$$

La ratio ZK puede ofrecer una medida escalar de la polarización, por que logra capturar la distancia promedio entre los grupos con relación a las diferencias de renta encontradas al interior de los mismos. Así, Zhang y Kanbur establecen que *en la medida que los grupos se hacen más homogéneos internamente y las diferencias de renta “dentro” de ellos disminuye, las diferencias entre los grupos de la distribución crecen (aumenta la heterogeneidad) por lo que la polarización también aumentará* (Zhang y Kanbur, 2001: 12).

En cierta forma, la ratio ZK adolece de una extrema sensibilidad, cuando la característica empleada (manteniendo constante las demás)

explica en mayor medida la desigualdad (esto es, cuando la componente *entre* tiende a 1). Sin embargo, lo interesante es observar su tendencia durante el periodo y poder detectar cuales variables otorgan mayor influencia a los cambios de la polarización generada en la sociedad mexicana.

Los resultados de la descomposición se muestran en el cuadro 13. Se aprecia como las características que han presionado el aumento de la polarización han sido la posición en el empleo, el nivel educativo, la ocupación, el sector económico y la zona urbano-rural, mientras que la edad, el género y el tamaño del hogar la han reducido. Las tendencias para el período se describen en la gráfica 10.



Fuente: Elaboración propia con base en cuadro C3, Apéndice C.

Los efectos son completamente aislados, no obstante, los resultados globales permiten afirmar que aquellas características relacionadas con el empleo, el nivel de cualificación de los jefes de familia y la zona de residencia tienen mayor peso sobre la polarización, y que las variables restantes, si bien reducen la dualidad de la sociedad, no contraponen la tendencia creciente durante el periodo.

Cuadro 13. Descomposición de la desigualdad por subgrupos y medida alterna de Polarización, 1984 y 2000.

| Año | I _o | Componente | | % I _o | | ZK |
|------------------------------|----------------|------------|--------|------------------|--------|-------|
| | | Entre | Dentro | Entre | Dentro | |
| Nivel educativo | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.315 | 0.105 | 0.750 | 0.250 | 3.0 |
| 2000 | 0.533 | 0.465 | 0.069 | 0.871 | 0.129 | 6.8 |
| Δ | | | | | | 126.6 |
| Ocupación | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.293 | 0.127 | 0.698 | 0.302 | 2.3 |
| 2000 | 0.533 | 0.462 | 0.071 | 0.867 | 0.133 | 6.5 |
| Δ | | | | | | 128.6 |
| Sector | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.364 | 0.056 | 0.867 | 0.133 | 6.5 |
| 2000 | 0.533 | 0.513 | 0.020 | 0.962 | 0.038 | 25.2 |
| Δ | | | | | | 287.7 |
| Posición en el empleo | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.384 | 0.036 | 0.914 | 0.086 | 10.5 |
| 2000 | 0.533 | 0.523 | 0.010 | 0.981 | 0.019 | 51.5 |
| Δ | | | | | | 390.5 |
| Sindicado | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.004 | 0.416 | 0.010 | 0.990 | 0.010 |
| 2000 | 0.533 | 0.002 | 0.531 | 0.004 | 0.996 | 0.004 |
| Δ | | | | | | -60.2 |
| Edad | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.417 | 0.003 | 0.993 | 0.007 | 141.8 |
| 2000 | 0.533 | 0.521 | 0.012 | 0.977 | 0.023 | 42.8 |
| Δ | | | | | | -70.1 |
| Género | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.420 | 0.000 | 0.999 | 0.000 | 999.0 |
| 2000 | 0.533 | 0.532 | 0.001 | 0.998 | 0.002 | 499.0 |
| Δ | | | | | | -50.1 |
| Tamaño del hogar | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.405 | 0.015 | 0.964 | 0.036 | 27.0 |
| 2000 | 0.533 | 0.492 | 0.041 | 0.923 | 0.077 | 12.0 |
| Δ | | | | | | -55.6 |
| Zona | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.352 | 0.068 | 0.839 | 0.161 | 5.2 |
| 2000 | 0.533 | 0.468 | 0.065 | 0.879 | 0.121 | 7.3 |
| Δ | | | | | | 39.4 |

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

Δ: Tasa de variación = $[(t_1/t_0)-1]*100$.

El cuadro 14 permite detectar el cambio poblacional, la desigualdad y la media relativa y absoluta de la renta media al interior de la clasificación empleada.

Cuadro 14.
Participación poblacional, desigualdad intragrupo y media relativa del ingreso, 1984 y 2000.
(Pesos al tercer trimestre, 2000=100).

| Características | n_k/n | | μ_k/μ | | l_o | | μ_k | |
|--|---------|------|-------------|------|-------|------|---------|--------|
| | 1984 | 2000 | 1984 | 2000 | 1984 | 2000 | 1984 | 2000 |
| Nivel educativo del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Sin estudios y con primaria incompleta | 0.56 | 0.34 | 0.62 | 0.45 | 0.33 | 0.35 | 4,571 | 4,362 |
| Primaria completa | 0.24 | 0.25 | 1.29 | 0.71 | 0.37 | 0.28 | 9,591 | 6,769 |
| Secundaria completa | 0.08 | 0.20 | 1.39 | 1.00 | 0.25 | 0.35 | 10,328 | 9,601 |
| Preparatoria completa | 0.06 | 0.10 | 1.68 | 1.54 | 0.18 | 0.35 | 12,443 | 14,737 |
| Lic. completa y al menos 1 año de post. | 0.05 | 0.10 | 2.39 | 2.99 | 0.18 | 0.34 | 17,679 | 28,644 |
| Ocupación del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Profesionales y técnicos | 0.07 | 0.08 | 1.12 | 1.86 | 0.16 | 0.30 | 11,091 | 17,783 |
| Func. y gerentes del sector público y privado | 0.03 | 0.03 | 1.50 | 4.06 | 0.43 | 0.43 | 20,915 | 38,832 |
| Trabajadores agropecuarios | 0.30 | 0.17 | 2.83 | 0.36 | 0.61 | 0.40 | 5,289 | 3,421 |
| Trabajadores del sector industrial | 0.22 | 0.26 | 0.72 | 0.72 | 0.22 | 0.28 | 6,223 | 6,921 |
| Trabajadores administrativos | 0.05 | 0.06 | 0.84 | 1.68 | 0.19 | 0.35 | 11,429 | 16,058 |
| Trabajadores del sector servicios | 0.21 | 0.24 | 1.55 | 0.92 | 0.26 | 0.41 | 7,067 | 8,793 |
| Trabajadores de las fuerzas armadas | 0.02 | 0.03 | 0.96 | 0.73 | 0.09 | 0.18 | 6,683 | 6,963 |
| Otros N.E. | 0.09 | 0.12 | 0.90 | 0.98 | 0.41 | 0.54 | 8,264 | 9,392 |
| Sector económico del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Agropecuario | 0.31 | 0.17 | 0.75 | 0.38 | 0.63 | 0.45 | 5,541 | 3,641 |
| Industrial | 0.22 | 0.26 | 1.05 | 1.01 | 0.29 | 0.46 | 7,743 | 9,647 |
| Comunicaciones y transportes | 0.18 | 0.19 | 1.13 | 1.17 | 0.28 | 0.49 | 8,351 | 11,200 |
| Servicios | 0.19 | 0.25 | 1.17 | 1.29 | 0.28 | 0.41 | 8,651 | 12,353 |
| Otros N.E. | 0.09 | 0.12 | 1.12 | 0.98 | 0.41 | 0.54 | 8,264 | 9,392 |
| Posición en el trabajo del cabeza de familia. | | | | | | | | |
| Asalariado | 0.55 | 0.57 | 1.01 | 1.00 | 0.31 | 0.44 | 7,472 | 9,592 |
| Empresario | 0.06 | 0.07 | 1.41 | 2.07 | 0.60 | 0.61 | 10,409 | 19,792 |
| Por cuenta propia | 0.29 | 0.23 | 0.85 | 0.62 | 0.55 | 0.47 | 6,329 | 5,956 |
| Retirado, pensionista, y otros N.E | 0.09 | 0.13 | 1.11 | 1.08 | 0.41 | 0.64 | 8,204 | 10,409 |
| Sindicalización del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Trabajador sindicado | 0.18 | 0.10 | 0.96 | 1.24 | 0.19 | 0.24 | 8,805 | 11,877 |
| Trabajador no sindicado | 0.82 | 0.90 | 1.19 | 0.97 | 0.46 | 0.56 | 7,081 | 9,311 |
| Edad del cabeza de familia | | | | | | | | |
| <25 | 0.09 | 0.06 | 0.85 | 0.76 | 0.29 | 0.33 | 6,306 | 7,304 |
| 26-35 | 0.25 | 0.23 | 1.02 | 0.91 | 0.37 | 0.43 | 7,532 | 8,714 |
| 36-45 | 0.24 | 0.25 | 1.12 | 1.01 | 0.51 | 0.48 | 8,278 | 9,628 |
| 46-55 | 0.18 | 0.21 | 0.95 | 1.18 | 0.38 | 0.51 | 7,035 | 11,292 |
| 56-65 | 0.14 | 0.13 | 0.95 | 1.18 | 0.40 | 0.76 | 7,025 | 11,346 |
| >65 | 0.09 | 0.11 | 0.94 | 0.75 | 0.49 | 0.62 | 7,003 | 7,158 |
| Género del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Hombre | 0.86 | 0.83 | 1.01 | 1.03 | 0.41 | 0.55 | 7,428 | 9,808 |
| Mujer | 0.14 | 0.17 | 0.96 | 0.87 | 0.42 | 0.46 | 7,162 | 8,380 |
| Tamaño del hogar | | | | | | | | |
| 1 miembro | 0.05 | 0.07 | 1.13 | 1.31 | 0.69 | 0.81 | 8,347 | 12,506 |
| 2 miembros | 0.11 | 0.13 | 1.18 | 1.47 | 0.48 | 0.76 | 8,770 | 14,137 |
| 3 miembros | 0.13 | 0.16 | 1.26 | 1.05 | 0.39 | 0.42 | 9,331 | 10,078 |
| 4 miembros | 0.16 | 0.24 | 1.09 | 1.05 | 0.31 | 0.44 | 8,085 | 10,067 |
| 5 miembros | 0.14 | 0.17 | 0.97 | 0.88 | 0.32 | 0.40 | 7,202 | 8,415 |
| 6+ miembros | 0.40 | 0.21 | 0.82 | 0.58 | 0.41 | 0.40 | 6,035 | 5,611 |
| Zona urbana-rural | | | | | | | | |
| Urbana \geq 15 mil hab.+ área metropolitana | 0.65 | 0.74 | 1.21 | 1.20 | 0.35 | 0.47 | 8,961 | 11,496 |
| Rural < 15 habitantes | 0.35 | 0.26 | 0.60 | 0.43 | 0.40 | 0.38 | 4,468 | 4,083 |

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

A simple vista, es clara la tendencia hacia una mayor dualización en los ingresos de la sociedad en el período analizado, donde el patrón indica una reducción de la renta media para aquellos grupos que pertenecen a la zona rural, tanto por su ocupación como por su sector. Aquí los trabajadores agropecuarios vieron reducir su renta media hasta por un 35%.

Los trabajadores industriales lograron una renta media extremadamente similar que al inicio del periodo, con apenas un incremento del 1.7%, en tanto que aquellos ocupados en actividades de los servicios, aumentaron su renta media hasta un 24.4%. Los menos cualificados, aquellos sin estudio alguno, con primaria incompleta y completa y hasta con estudios secundarios, vieron reducir su renta media en grandes proporciones (desde un 5% hasta un 30%).

El análisis detallado sobre los ingresos promedio al interior de los distintos grupos permite advertir las distancias que estarían presionando los ingresos medios a divergir respecto de su media de grupo a través de las distancias del ingreso de la población que se localiza por debajo y por encima de la media dentro de cada grupo. Comparando los cuadros 14 y 15 se observa que los más cualificados en el año 2000, pero ubicados por debajo de su renta media de grupo, han visto incrementar su tamaño poblacional, desde un 63% en 1984 hasta un 73 y 76% para aquellos con preparatoria y licenciatura terminada, con rentas medias normalizadas que pasaron de un 0.62 hasta un 0.53 en el periodo.

El aumento en la renta media por parte de los colectivos más cualificados, permitió amortiguar su reducción en relación con la renta media de su grupo respectivo, la cual paso de 17,679 hasta 28,644 pesos para aquellos con licenciatura y postgrado, esto es, un aumento real de 62%. Los grupos que muestran un mayor deterioro son aquellos que trabajan en actividades agropecuarias, con hasta un 79% de peso poblacional percibiendo una renta media normalizada de grupo de hasta 0.46 de 1984.

Cuadro 15. Población por encima y por debajo de la media de ingreso por subgrupo (μ_k) de característica empleada, México, 1984 y 2000.

| Características | 1984 | | | | 2000 | | | |
|--|---------|---------|-----------------|-----------------|---------|---------|-----------------|-----------------|
| | μ_1 | μ_2 | $n_{k < \mu_k}$ | $n_{k > \mu_k}$ | μ_1 | μ_2 | $n_{k < \mu_k}$ | $n_{k > \mu_k}$ |
| Nivel educativo del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Sin estudios y con primaria incompleta | 0.54 | 1.88 | 0.63 | 0.37 | 0.52 | 1.94 | 0.67 | 0.33 |
| Primaria completa | 0.55 | 2.25 | 0.76 | 0.24 | 0.56 | 1.83 | 0.69 | 0.31 |
| Secundaria completa | 0.59 | 1.83 | 0.69 | 0.31 | 0.54 | 2.08 | 0.75 | 0.25 |
| Preparatoria completa | 0.62 | 1.62 | 0.63 | 0.37 | 0.53 | 2.09 | 0.72 | 0.28 |
| Lic. completa y al menos 1 año de post. | 0.64 | 1.77 | 0.63 | 0.37 | 0.53 | 2.05 | 0.76 | 0.24 |
| Ocupación del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Profesionales y técnicos | 0.63 | 1.54 | 0.56 | 0.44 | 0.54 | 1.84 | 0.71 | 0.29 |
| Func. y gerentes del sector público y privado | 0.51 | 2.11 | 0.71 | 0.29 | 0.48 | 2.05 | 0.78 | 0.22 |
| Trabajadores agropecuarios | 0.46 | 3.23 | 0.78 | 0.22 | 0.51 | 2.25 | 0.66 | 0.34 |
| Trabajadores del sector industrial | 0.60 | 1.68 | 0.62 | 0.38 | 0.57 | 1.85 | 0.70 | 0.30 |
| Trabajadores administrativos | 0.59 | 1.62 | 0.66 | 0.34 | 0.51 | 2.13 | 0.73 | 0.27 |
| Trabajadores del sector servicios | 0.58 | 1.83 | 0.65 | 0.35 | 0.53 | 2.28 | 0.77 | 0.23 |
| Trabajadores de las fuerzas armadas | 0.66 | 1.33 | 0.55 | 0.45 | 0.63 | 1.77 | 0.66 | 0.34 |
| Otros N.E. | 0.49 | 2.01 | 0.72 | 0.28 | 0.44 | 2.26 | 0.77 | 0.23 |
| Sector económico del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Agropecuario | 0.46 | 3.23 | 0.79 | 0.21 | 0.51 | 2.48 | 0.68 | 0.32 |
| Industrial | 0.56 | 1.89 | 0.68 | 0.32 | 0.49 | 2.58 | 0.78 | 0.22 |
| Comunicaciones y transportes | 0.57 | 1.84 | 0.60 | 0.31 | 0.48 | 2.60 | 0.79 | 0.21 |
| Servicios | 0.56 | 1.84 | 0.64 | 0.36 | 0.49 | 2.22 | 0.75 | 0.25 |
| Otros N.E. | 0.49 | 2.01 | 0.72 | 0.28 | 0.44 | 2.26 | 0.77 | 0.23 |
| Posición en el trabajo del cabeza de familia. | | | | | | | | |
| Asalariado | 0.53 | 1.86 | 0.65 | 0.35 | 0.48 | 2.31 | 0.76 | 0.24 |
| Empresario | 0.41 | 2.43 | 0.69 | 0.31 | 0.39 | 2.50 | 0.76 | 0.24 |
| Por cuenta propia | 0.46 | 2.61 | 0.74 | 0.26 | 0.46 | 2.16 | 0.72 | 0.28 |
| Retirado, pensionista, y otros N.E. | 0.49 | 1.97 | 0.71 | 0.29 | 0.43 | 2.65 | 0.80 | 0.20 |
| Sindicalización del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Trabajador sindicado | 0.62 | 1.68 | 0.65 | 0.35 | 0.58 | 1.86 | 0.68 | 0.32 |
| Trabajador no sindicado | 0.47 | 2.24 | 0.71 | 0.29 | 0.45 | 2.61 | 0.79 | 0.21 |
| Edad del cabeza de familia | | | | | | | | |
| <25 | 0.54 | 1.72 | 0.60 | 0.40 | 0.53 | 1.87 | 0.67 | 0.33 |
| 26-35 | 0.50 | 1.97 | 0.67 | 0.33 | 0.50 | 2.31 | 0.72 | 0.28 |
| 36-45 | 0.47 | 2.52 | 0.75 | 0.25 | 0.46 | 2.33 | 0.74 | 0.26 |
| 46-55 | 0.50 | 1.98 | 0.65 | 0.35 | 0.46 | 2.47 | 0.81 | 0.19 |
| 56-65 | 1.08 | 2.11 | 0.67 | 0.33 | 0.39 | 3.38 | 0.85 | 0.15 |
| >65 | 0.45 | 2.13 | 0.70 | 0.30 | 0.43 | 2.57 | 0.77 | 0.23 |
| Género del cabeza de familia | | | | | | | | |
| Hombre | 0.50 | 2.12 | 0.68 | 0.32 | 0.45 | 2.60 | 0.78 | 0.22 |
| Mujer | 0.47 | 1.98 | 0.67 | 0.33 | 0.48 | 2.08 | 0.74 | 0.26 |
| Tamaño del hogar | | | | | | | | |
| 1 miembro | 0.38 | 2.30 | 0.67 | 0.33 | 0.38 | 3.06 | 0.80 | 0.20 |
| 2 miembros | 0.43 | 2.10 | 0.69 | 0.31 | 0.40 | 3.34 | 0.84 | 0.16 |
| 3 miembros | 0.65 | 2.01 | 0.70 | 0.30 | 0.49 | 2.23 | 0.74 | 0.26 |
| 4 miembros | 0.77 | 1.82 | 0.63 | 0.37 | 0.48 | 2.31 | 0.76 | 0.24 |
| 5 miembros | 0.54 | 1.96 | 0.68 | 0.32 | 0.51 | 2.16 | 0.74 | 0.26 |
| 6+ miembros | 0.51 | 2.13 | 0.68 | 0.32 | 0.44 | 2.05 | 0.71 | 0.29 |
| Zona urbana-rural | | | | | | | | |
| Urbana \geq 15 mil hab.+ área metropolitana | 0.54 | 2.04 | 0.71 | 0.29 | 0.48 | 2.44 | 0.77 | 0.23 |
| Rural < 15 mil habitantes | 0.49 | 2.10 | 0.65 | 0.35 | 0.51 | 2.06 | 0.65 | 0.35 |

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

En el 2000, pareciera que los hogares con jefe de familia que laboran en actividades agropecuarias han mejorado su posición³⁰, al desplazarse por encima de la renta media rural hasta un 11% de hogares, percibiendo ahora hasta 2.48 veces la media.

Otro de los grupos menos favorecidos y desplazados fueron aquellos hogares donde el jefe de familia es asalariado dentro del sector industrial, al reducirse la renta media del grupo pobre hasta 7 puntos (de 0.56 a 0.49), aumentando el peso poblacional en 10 puntos porcentuales. Este fenómeno proporciona indicios de que los empleos urbanos dentro de este sector de la economía se han deteriorado enormemente, incidiendo de forma directa sobre los grupos que en 1984 se ubicaban en la clase media.

3.6 Un modelo ordenado de probabilidad discreta de pertenencia.

En esta sección, se propone 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 modelo 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:

$$y^* = \beta'x_i + \epsilon \quad (22)$$

con x_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 tanto la media como la varianza de ϵ dentro del rango [0, 1]. 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*, por lo tanto observaremos:

³⁰ En este caso, el problema es que la renta media en el medio rural declinó en términos

$$\begin{aligned}
p_1 &= 0, \text{ si } y^* \leq 0, \\
p_2 &= 1, \text{ si } 0 < y^* \leq \mu_1, \\
p_3 &= 2, \text{ si } \mu_1 < y^* \leq \mu_2.
\end{aligned}
\tag{23}$$

donde las μ '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:

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(p_1 = 0) &= 1 - \Phi(-\beta'x), \\
\text{Prob}(p_2 = 1) &= \Phi(\mu - \beta'x) - \Phi(-\beta'x), \\
\text{Prob}(p_3 = 2) &= 1 - \Phi(\mu - \beta'x)
\end{aligned}
\tag{24}$$

Este modelo tendrá solamente un parámetro μ desconocido debido a que la probabilidad de que ocurra el j -ésimo evento es:

$$\text{Prob}(y = j) = 1 - \Phi(\mu_{j-1} - \beta'x)$$

En un primer momento, y una vez que el modelo es seleccionado de entre las combinaciones de variables con mayor significancia, se realiza el análisis cross-section entre ambos años y se obtienen los efectos marginales, para después, realizar el análisis conjunto con un *pooling* de los datos durante 1984-2000. Los resultados del primer análisis se muestran en los cuadros 16, 17 y 18, mientras que los del segundo se pueden apreciar en el Cuadro D2, Apéndice D del anexo.

El test del ratio aproximado máximo-verosímil de igualdad de coeficientes entre las categorías de respuesta indica significancia estadística al 95% en el modelo para ambos años de la muestra, con una Chi^2 de 85.7 y 139.2 respectivamente. 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.

Cuadro 16. Coeficientes del modelo probit ordenado cross-section, 1984 y 2000:
Modelo de probabilidades de pertenencia a las clases socioeconómicas en México.

| Variable | 1984 | | Wald Chi ² | 2000 | | Wald Chi ² |
|--------------------------|--------------|-------|--------------------------|--------------|--------|--------------------------|
| | Coefficiente | s.e. | | Coefficiente | s.e. | |
| Primaria | 0.5793 | 0.047 | 141.90 | 0.3991 | 0.037 | 102.83 |
| Secundaria | 0.8287 | 0.066 | 132.92 | 0.6479 | 0.041 | 22.41 |
| Bachillerato | 1.2657 | 0.081 | 198.68 | 1.1673 | 0.049 | 537.03 |
| Licenciatura | 1.9076 | 0.102 | 321.50 | 1.8355 | 0.058 | 1023.09 |
| Agropecuario | -0.5650 | 0.058 | 98.75 | -0.4497 | 0.045 | 97.87 |
| Servicios | -0.1273 | 0.048 | 7.17 | -0.0622 | 0.032 | 3.81 |
| Asalariado | -0.1172 | 0.044 | 22.14 | -0.0116 | 0.033 | 0.12 |
| Empresario | 0.5506 | 0.083 | 44.57 | 0.8849 | 0.058 | 264.52 |
| Gerente | 0.7699 | 0.122 | 44.58 | 0.7633 | 0.095 | 86.28 |
| Obrero | -0.1654 | 0.046 | 21.71 | -0.2254 | 0.033 | 34.87 |
| Sindicado | 0.3044 | 0.046 | 41.67 | 0.3326 | 0.042 | 60.39 |
| Hombre | 0.1492 | 0.058 | 7.12 | 0.0522 | 0.035 | 2.40 |
| Edad (≤ 25) | -0.1972 | 0.062 | 9.68 | -0.2132 | 0.048 | 18.80 |
| Edad (≥ 55) | 0.1620 | 0.049 | 11.62 | 0.1154 | 0.037 | 10.74 |
| Urbana | 0.3662 | 0.046 | 70.02 | 0.4705 | 0.033 | 209.13 |
| Miembro (> 6) | -0.3073 | 0.040 | 62.73 | -0.3030 | 0.034 | 78.65 |
| Prob>Chi2(16) | | 0.000 | 85.68 | | 0.000 | 139.21 |
| LR Chi ² , 16 | | | | | | |
| Vars. | 1689.15 | 0.000 | | 3938.10 | 0.000 | |
| Log likelihood | | | | | | |
| | -3689.591 | 0.000 | | -6902.060 | 0.000 | |
| Pseudo R ² | 0.1863 | | | 0.2220 | | |
| Corte 1 | 0.3044 | 0.069 | | 0.8805 | 0.0439 | |
| Corte 2 | 1.8153 | 0.075 | | 2.4344 | 0.0495 | |

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

Errores estándar estimados por el método robusto de White.

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**= ≤ 25 y ≥ 55 años ($25 < \text{edad} < 55$); **Zona**= Urbana (Rural); **Miembros en familia**= > 6 (< 6).

Los coeficientes del modelo por si solos no expresan nada de forma directa, por lo que es necesario realizar cálculos adicionales. 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. El cuadro 17 muestra los resultados. En términos generales y con distinta magnitud en ambos años, las probabilidades de pertenencia hacia el grupo social respectivo indican que los hogares de mayor incidencia a la clase media son aquellos donde el jefe del hogar

ostenta la preparatoria y/ó la licenciatura terminada, labora en el sector de los servicios y los que se encuentran sindicalizados.

En 1984, las variables que presentan las mayores probabilidades de pertenencia a la clase media son aquellas donde los jefes del hogar se encontraban medianamente cualificados (con estudios primarios hasta preparatoria), laborando en el sector de los servicios, sindicado y residiendo en zona urbana.

Mientras que la situación cambia radicalmente en el 2000. Aquellos hogares donde el jefe al menos poseía los estudios primarios terminados, incrementó su probabilidad de ser pobre 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 su probabilidad en el grupo pobre aumentó en 10 puntos porcentuales.

Cuadro 17. Probabilidades de pertenencia al grupo social en México 1984 y 2000.

| Variables | 1984 | | | | 2000 | | | |
|-------------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | p_1 | p_2 | p_3 | μ | p_1 | p_2 | p_3 | μ |
| 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 (≤ 25) | 0.433 | 0.428 | 0.138 | 0.095 | 0.575 | 0.358 | 0.066 | 0.066 |
| Edad (≥ 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 |
| <i>Frecuencias Observadas</i> | <i>0.459</i> | <i>0.395</i> | <i>0.145</i> | <i>0.333</i> | <i>0.559</i> | <i>0.338</i> | <i>0.103</i> | <i>0.333</i> |

Fuente: Estimaciones propias con base en el Cuadro 16 y expresión (24).

Los más vulnerables en el 2000 han sido los que presentan la mayor incidencia hacia el grupo pobre, entre los que destacan los hogares 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%).

Las variables de mayor probabilidad hacia el grupo rico son aquellas donde el jefe ostenta licenciatura terminada o al menos un año de postgrado, es empresario, funcionario y/o gerente en la empresa. Es así como se puede prever una creciente polarización en el 2000 tanto entre el sector servicios y la agricultura como dentro del ámbito laboral (entre los funcionarios y gerentes con respecto de los empleados asalariados).

A continuación introduzco los efectos marginales (EM) del modelo en el cuadro 18. 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 considerables requerimientos de capital humano y la posesión de una serie de características socioeconómicas más acorde 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, reduce su probabilidad de ser pobre (los EM son negativos para cualquier nivel educativo dentro de éste grupo). Este fenómeno muestra un cambio particular entre el período analizado, ya que mientras en 1984 la licenciatura y/o 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 en el período.

Cuadro 18. Efectos marginales* de pertenencia al grupo social en México entre 1984 y 2000.

| Variables | 1984 | | | 2000 | | |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | p_1 | p_2 | p_3 | p_1 | p_2 | p_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 (≤ 25) | 0.078 | -0.050 | -0.028 | 0.082 | -0.065 | -0.017 |
| Edad (≥ 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.

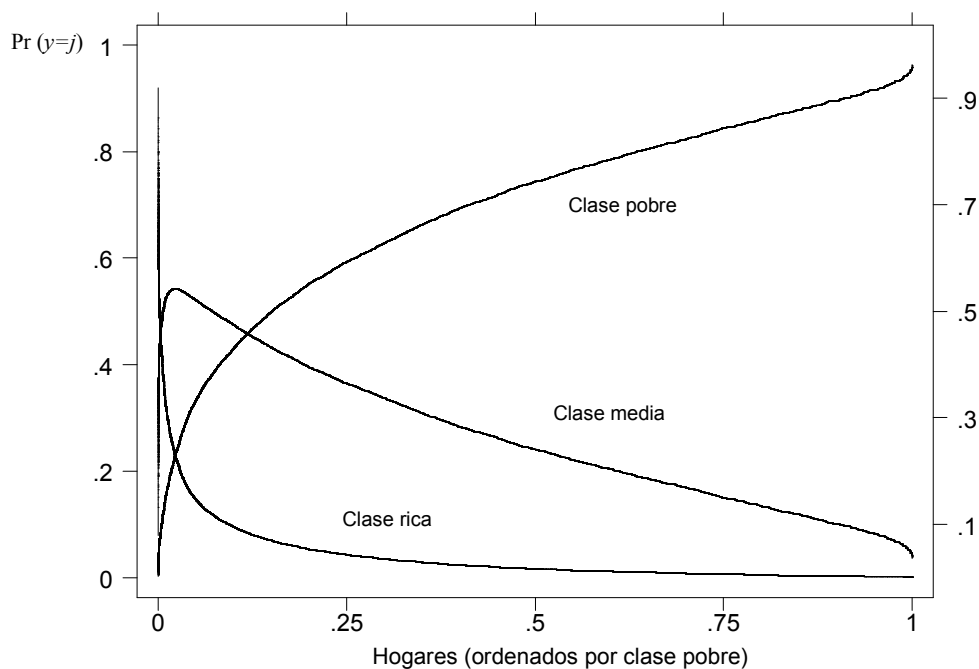
El sector agropecuario, la zona rural, los asalariados e incluso los que tiene ocupación fabril o artesanal presentan un impacto acorde a lo esperado, dado que todas ellas presentan un EM positivo hacia el grupo pobre y negativo hacia la clase media. El mayor EM de no pertenecer a la clase media se presenta en las zonas rurales y el sector agropecuario, con EM que van 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. Ser empresario ha incrementado su EM de pertenencia a la clase media, al pasar de 8.1 a 18.3 puntos más.

Los hogares con jefes sindicalizados mejoran la probabilidad de pertenencia a la clase media entre 1984 y 2000, con un EM de 0.062 a 0.093 respectivamente. Por su parte, las diferencias de género muestran un EM que se ha reducido durante el período en favor del sexo femenino, lo que indica que la reducción en la probabilidad de pertenencia a un hogar con jefe masculino hacia la clase media ha sido más acentuada que con respecto a la presentada dentro del colectivo femenino. El EM de la edad refleja un patrón inverso entre aquellos hogares con jefe joven ≤ 25 años y los de jefe ≥ 55 , ya que en el 2000,

el cambio discreto hacia la primera categoría implica una probabilidad menor a la clase media con hasta 6.5 puntos porcentuales, mientras que la segunda la aumenta en 3.4 puntos. Finalmente, aquellos hogares con familia numerosa no parecen haber modificado su situación entre ambos años, disminuyendo el EM hacia la clase media y manteniéndolo positivo y considerablemente alto en la clase pobre. En el Cuadro D2 del apéndice D se presenta el desglose completo de los EM para cada variable.

Por su parte, la gráfica 11 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 de la clase media se reduce durante el periodo analizado, fenómeno que refleja la debilidad de éste último grupo en México.

Gráfica 11. Probabilidades de pertenencia a la clase social en México durante 1984-2000. (Modelo Probit ordenado y pool de datos).



La probabilidad de la clase media tiende a caer. Si bien ésta logra un máximo de incidencia por el orden del 56%, la ocurrencia del evento no excede al 7% de hogares, lo que proporciona sustento de una probabilidad

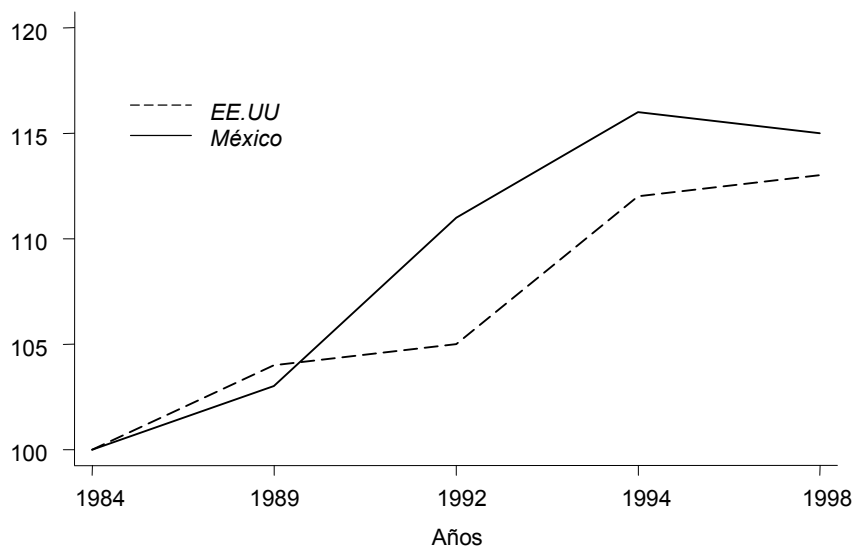
decreciente hacia la clase media a medida que se considera el total de hogares existentes. Por su parte el grupo rico muestra probabilidades extremadamente reducidas en comparación con aquellas de los otros dos grupos.

4. Evidencia empírica y contrastes.

4.1 Aplicaciones en EGR.

En el contexto internacional, la sociedad mexicana se ubica como altamente polarizada y curiosamente, siguiendo el mismo patrón estadounidense, donde desigualdad y polarización han ido de la mano. La gráfica 12 muestra la evolución de la polarización en México y los EE.UU. en la representación óptima de $\alpha=\beta=1$ con 3 grupos. Se observa que el fenómeno ha sido creciente en ambos países, incidiendo con mayor fuerza en los ochenta en el vecino país del norte. A partir de 1989 la polarización se acentuó para México, ubicándose por encima de la estadounidense durante el resto del período.

Gráfica 12. Evolución de la polarización en México y los Estados Unidos, 1984-1998. (Índice 1984=100, $k=3$, $\alpha=\beta=1$).



Fuente: Elaboración propia con base en Cuadro 3 y datos colectados en Esteban et al. (1999: 21) y Gradín (1999a: 46).

El análisis que presenta Esteban *et al.* (1999) y Gradín (1999a) permite realizar una comparación internacional de la medida de la polarización, al

estimar los índices para una amplia serie de países³¹. La serie de años no es completamente homogénea entre los países considerados, sin embargo, es posible realizar un análisis de las tendencias globales durante un período razonable. En general se confirma una tendencia hacia un proceso de creciente polarización en varios países durante las últimas dos décadas. Por niveles destacan Rusia, los EE.UU., Inglaterra, Uruguay, Australia, Hungría y Suecia; mientras que Alemania, Francia, España, Canadá y los países nórdicos muestran cambios decrecientes. Uruguay muestra una polarización creciente, sin embargo, ésta se ubica con niveles por debajo de la sufrida por México.

Los países que han experimentado mayor polarización localizan una proporción más alta de su población en los grupos de ingreso bajo y en menor medida, en aquellos de ingreso elevado cuando los grupos se determinan endógenamente (Gradín, 1999a: 64), lo que es indicativo de que un trasvase del grupo medio hacia el pobre incrementará la polarización, a pesar de que el grupo rico no sea tan relevante. La polarización se caracteriza entonces por una distancia creciente tanto de los ingresos extremos como entre los grupos, que a su vez, muestran una mayor identificación interna.

Las particiones óptimas de los hogares en el grupo medio reportadas por Gradín (1999a) 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 1997, Uruguay ubica su nivel relativo de hogares dentro de éste grupo en 37%, y por su parte, el análisis de Paraje (2001) muestra para Argentina un nivel de participación del 36% de hogares en 1999.

En México, la clase media bajo la representación óptima agrupa un 34.2% de hogares en el 2000. De esta manera, se ubica como el más

³¹ Emplean las bases de datos del *Luxembourg Income Study* (LIS) y del *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) de la Universidad de Michigan. Ambas bases presentan el ingreso total disponible de los hogares, cuyo valor es ajustado por los autores con la misma escala de equivalencia empleada en este estudio.

polarizado, no solamente por el nivel absoluto de sus índices, sino por el tamaño de sus grupos y el gran distanciamiento entre los ingresos de los mismos.

4.2 Aplicaciones con extensión de EGR.

El estudio de Gradín (2000) calcula los índices *GP* y *EP* para el caso español entre 1973-91, e indica que a pesar de la reducción de la polarización en el país, existen características que empujaron el fenómeno en sentido contrario. Su resultado muestra que las características que más influyeron en la formación de grupos y presentaron un menor nivel de solapamiento (mayor estratificación) durante el período, fueron el nivel educativo, la condición socioeconómica y la zona de residencia del jefe de familia. Resalta de manera especial que durante los ochenta se presenta una brecha creciente entre las provincias pobres de las regiones ricas y las provincias ricas ubicadas en regiones pobres, dado que el gasto creció a una tasa más lenta en éstas últimas. Este suceso provocaría que la polarización de grupo aumentara en ésta variable sin importar el peso asignado en β .

Al igual que en México, la edad se presenta como la variable que menos incide sobre la polarización. Paradójicamente, si bien la educación continúa presionando los estratos medios españoles, el fenómeno se ha expresado con una creciente simetría en la distribución bimodal por este factor, que ha generado una mejora del grupo pobre trasladándolo hacia la cola alta de 14% en 1970 a un 36% en 1991, lo que causó que la participación del grupo rico sobre la media global se redujera de 2.1 a 1.55 en el período (Gradín, 2000: 466). Opuestamente, el nivel educativo en el caso mexicano ha generado un deterioro creciente sobre la distribución, no obstante la reducción del grupo pobre en casi 10 puntos porcentuales, se han ampliado las brechas de ingreso del grupo rico sobre el pobre de 2.34 a 3.06 veces.

4.3 El enfoque alternativo ZK.

Por su parte, Zhang y Kanbur (2001) ilustran su enfoque alterno aplicado para la China, y encuentran que las medidas de la polarización no se comportan de forma distinta con respecto de aquellas estimadas para la

desigualdad durante 1983-95. Su análisis descompone la desigualdad entre la zona urbano-rural por un lado, y entre las principales provincias e interior del país por el otro, encontrando que si bien la medida ZK es más alta en el primer caso (y por lo tanto, su nivel de polarización) debido al mayor componente *entre* grupos, ésta tiende a reducirse hasta en un 32.5% durante el período, mientras que en el segundo, la ratio aumenta hasta un 184%. Este fenómeno implica que las fuerzas de crecimiento económico y distribución han provocado un incremento sustancial de la polarización entre el interior y las principales provincias del país, en tanto para el entorno urbano-rural ha significado una modesta reducción.

Contrariamente a China, la aplicación empírica en México muestra un fenómeno de creciente polarización en el ámbito urbano-rural, con un crecimiento del índice ZK por el orden de 39.4% y de 126.6% en el caso de la educación.

5. Conclusión.

La polarización entendida como la formación de grupos en una sociedad hace referencia principalmente a dos situaciones consistentes: 1) de convergencia/divergencia hacia una misma/distinta media, explicada por una reducción tanto de la desigualdad como de la polarización en el primer caso y el fenómeno contrario en el segundo; y 2) de un *clustering* con respecto a diversas medias locales, proceso que impone una relación inversa entre polarización y desigualdad. Para el período analizado, el patrón seguido en México se explica por el fenómeno de la divergencia, no solamente por la pérdida de valor y distanciamiento en la mayoría de los ingresos de la población, sino por una pérdida relativa del peso de la clase media, proceso atenuado en 1996 como resultado de la crisis.

Los resultados de la partición óptima de la sociedad mexicana, indican que la clase media ha perdido peso durante el período analizado, al pasar de casi un 40% a un 34% del total de los hogares. Por características del hogar, y en línea con los resultados encontrados a través del enfoque alterno ZK y de la extensión de Gradín -EP y GP-, el modelo probit detecta que la educación del jefe y la zona urbano-rural han sido las que marcan las

principales diferencias entre los grupos sociales, con niveles de renta extremadamente polarizadas y una elevada probabilidad de pertenencia hacia los grupos extremos pobre y rico, en aquellas categorías con menor cualificación y en zona rural, y de mayor nivel educativo y zonas urbanas respectivamente. Por su parte, el tamaño del hogar influye de forma decreciente sobre la polarización según el índice ZK, mientras que el modelo probit predice lo contrario, donde los hogares con miembros por encima de la media reducen la probabilidad de pertenencia hacia la clase media.

A través de los efectos marginales se ha encontrado que los hogares con un impacto de pertenencia negativo sobre la clase media son aquellos con jefes laborando en el sector agropecuario, asalariados, ubicados en zonas rurales y con un número de miembros mayor a la media. También la educación es robusta a los cambios discretos de las variables, ya que cualquier paso al siguiente nivel educativo mejora las condiciones del hogar. En el año 2000, el máximo efecto marginal de pertenencia hacia la clase media se produce cuando el jefe de familia tiene el bachillerato y la licenciatura ó postgrado terminado, aumentando la probabilidad con 19.9 y 9.4 puntos porcentuales.

También es conciso afirmar que la polarización por la característica sindical ha sido casi nula, ya que es una variable que ha permitido amortiguar las crisis económicas a los asalariados, por lo que no se debería menospreciar su incidencia sobre el bienestar laboral. El papel sindical deberá desempeñar una función que revierta la tendencia descrita en el presente estudio, al lograr una mayor cobertura de los trabajadores con esencial protección laboral en favor de la clase asalariada, donde se incluye ciertamente una gran proporción de la deteriorada clase media.

En el contexto internacional, la caída de la clase media ha sido más acentuada para México, no obstante que el grupo rico a perdido peso. Este proceso confirma por que la polarización del ingreso en México ha sido creciente y ha ido a la par con la desigualdad. Por un lado, debido a la divergencia de los ingresos de una creciente proporción de los hogares, y por el otro, por la pérdida de peso poblacional en los hogares de clase media.

Líneas futuras de investigación.

Con el objetivo de enriquecer el tema y profundizarlo, se explorará de forma rigurosa las relaciones de causalidad entre desigualdad, polarización y capital humano, buscando al mismo tiempo su interrelación con otros indicadores económicos a través del desarrollo y aplicación de modelos econométricos.

Por otro lado, se extenderá el entorno de aplicación empírica del análisis a nivel regional y estatal en el país, con bases de datos alternas a las de presupuestos familiares y realizando ajustes más sofisticados en éstas (tal como la conformación de pseudo paneles con la introducción de las economías de escala al interior del hogar y la obtención de cohortes). La aplicación consecutiva de medidas de estratificación a los índices de polarización por características será necesaria con el fin de determinar el grado de solapamiento entre los hogares, permitiendo de esta manera, aislar efectos y poder estar en condiciones de probar hipótesis adicionales.

El análisis detallado de la polarización permitirá el diseño de políticas de ingresos bien enfocadas a grupos de hogares con determinadas características y acordes al contexto mexicano. El desarrollo de la investigación se enmarca pues, en un estudio que busca continuidad de largo plazo.

Bibliografía.

- 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, 244-63.
- Birchenall, J. (2001), "Income distribution, human capital and economic growth in Colombia", *Journal of Development Economics*, Vol. 66, pp. 271-287.
- Camberos, M. y Luis 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, p. 27-52.
- Casabuenas, C., Heredia, C., Purcell, M. (1997). "México. Diagnóstico de la Pobreza y la Desigualdad" *Informes de la Sociedad Civil*, Instituto del Tercer Mundo-Control Ciudadano. <http://www.socwatch.org.uy/1999/esp/base01.htm>
- Cortés, C. Fernando, et. al (2002), *Evolución y características de la pobreza en México en la última década del Siglo XX*, Secretaria de Desarrollo Social, Documento de investigación (2), México, D.F., Agosto, 1-31.
- Cowell, F. (1988), "Sampling Variance and Decomposable Inequality Measures", *Journal of Econometrics*, 42, 27-41.
- , y Mercader, M. (1997) "Equivalence of Scales and Inequality" *Working Paper*, Distributional Analysis Research Programme, ESRC, London School of Economics, 1-34.
- Duclos, J-Y., y Mercader, M. (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.
- Efron, B. y R. J. Tibshirani (1993), *An Introduction to Bootstrap*, Chapman and Hall, New York, 1993.
- Esteban, Joan (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.
- y Debraj Ray (1994), "On the Measurement of Polarization", *Econometrica*, 62, 819-52.
- (1996), "Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España", *Revista de Economía Aplicada*, Núm. 11, vol. IV, 5-26.
- , 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.
- Gong, Xiaodong y Arthur van Soest (2001) "Wage Differentials and Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico", *IZA-Discussion Paper*, num. 329., July, 1:38.
- Gradín, Carlos (2001) "Polarización y desigualdad en Galicia y España, un análisis comparativo", *Revista de Estudios Regionales*, N° 59, pp.47-68.
- (2000) "Polarization by Sub-populations in Spain: 1973-91", *Review of Income and Wealth*, December, Series 46, (4), 457-74.
- (1999a), "Polarization and Inequality: An International Comparison", tesis doctoral no publicada, Departamento de Economía e Historia Económica, Universidad, Autónoma de Barcelona, 46-68.

- (1999b), "Polarization and Inequality in Spain: 1973-91", *Documento de Trabajo* 9907, Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Vigo.
- (1995), "A Note on the measurement of polarization", mimeo, Universitat Autònoma de Barcelona.
- y Máximo, Rossi (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.
- Greene, W., (2000) *Econometric Análisis*, Prentice-Hall, 4th edition, 875-79.
- Hernández, E. (2000a), "Crecimiento Económico, distribución del ingreso y pobreza en México", en: *Comercio Exterior*, Vol.50, Octubre, Núm.10, pp.863-873.
- (2000b), "Productividad y empleo en la apertura económica de México", *El Trimestre Económico*, 265, Vol.LXVII(1), México, pp.121-141.
- Horrigan, M. Y S. Haugen (1988), "The Declining Middle Class: a sensitivity analysis", *Monthly Labour Review*, Mayo.
- INEGI, (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, Nora. (1998), "Pobreza y Desigualdad: un desafío que perdura" *Revista de la CEPAL*, número extraordinario, CEPAL 50 años, Chile, 1998, p. 306.
- Mookherjee, D. and Shorrocks, A. (1982) "A Decomposition Analysis of the Trend in the UK Income Inequality", *The Economic Journal*, 92(4), pp. 886-902.
- Pánuco H. -Laguet y Székely, M. (1997), "La distribución del ingreso y la pobreza en México", en Bulmer-Thomas Víctor (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, JEL Code: D31, D63, I39, University of Cambridge, pp.1-44.
- Rosenthal, N. (1985), "The Shrinking Middle Class: Myth or Reality?", *Monthly Labour Review*, Marzo.
- Sánchez, G., y M. de María y Campos (2001), Los límites de la cohesión social en México: un primer esbozo de la sociedad mexicana del futuro, en: *Los Límites de la Cohesión Social en México, Informe de la Sección mexicana del Club de Roma*, Mauricio de María y C. y Georgina S. (Coord.) Ed. Planeta Mexicana, 1^a edición, Septiembre, Cap. 24, 543-66.
- Székely, M. (1994), "Estabilización y ajuste con desigualdad y pobreza", *El Trimestre Económico*, Fondo de Cultura Económica Vol. XLI(1), Núm. 241, México, enero-marzo 1994, pp.135-175.
- Theil, H. (1967), *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam.
- 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.

A N E X O.

Apéndice A: Variables empleadas en la investigación.

Apéndice B: Transformación y derivación de la bipolarización óptima.

Apéndice C: Tabulado de resultados completo de los índices.

Apéndice D: Resultados del modelo probit ordenado con pool de datos y efectos marginales del cross-section.

Apéndice A: Variables empleadas en la investigación.

A1. Definición de variables empleadas en el análisis de descomposición.

| Variable | Descripción |
|--|---|
| Nivel educativo (Cabeza de familia) | Sin estudios y con primaria incompleta Primaria completa Secundaria completa Preparatoria completa Licenciatura completa y al menos 1 año de postgrado |
| Ocupación (Cabeza de familia) | Profesionales y técnicos Funcionarios y gerentes del sector público y privado Trabajadores agropecuarios Trabajadores del sector industrial Trabajadores administrativos Trabajadores del sector servicios Trabajadores de las fuerzas armadas Otros N.E |
| Sector (Cabeza de familia) | Agropecuario Industrial Comunicaciones y transportes Servicios Otros N.E |
| Posición en el empleo (Cabeza de familia) | Asalariado Empresario Por cuenta propia Trabajador familiar sin retribución, retirado, pensionista, y otros N.E |
| Sindicado (Cabeza de familia) | Trabajador sindicado Trabajador no sindicado |
| Edad (Cabeza de familia) | <25 26-35 36-45 46-55 56-65 >65 |
| Género (Cabeza de familia) | Hombre Mujer |
| Tamaño del hogar | 1 miembro 2 miembros 3 miembros 4 miembros 5 miembros 6+ miembros |
| Zona | Urbana \geq 15 mil habitantes y áreas metropolitanas Rural < 15 mil habitantes |

Apéndice B: Transformación y derivación de la bipolarización óptima.

Retomando la expresión en (2) para el caso de 2 grupos:

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

Así, tenemos que un corte óptimo sencillo $z=z$, (y_1, y_2) como las rentas medias condicionales tanto del grupo por debajo de la media como de aquel ubicado por encima, entonces:

$p \equiv F(z)$; $1-p$ = tamaño de los grupos

$y_1 = L(p) / p$; $y_2 = [1-L(p)] / (1-p)$

Por lo tanto, ER en el caso óptimo se convierte en la siguiente expresión :

$$ER(\alpha, \rho) = [p^{1+\alpha}(1-p) + (1-p)^{1+\alpha}] \cdot [y_2 - y_1] = [p^\alpha + (1-p)^\alpha] \cdot [p - L(p)] \quad (2)$$

y en el caso de EGR, considerando el error de identificación interna :

$$\begin{aligned} EGR = P(F; \alpha, \beta, z) &= [p^\alpha + (1-p)^\alpha] \cdot [p - L(p)] - \beta [G(F) - (p - L(p))] \\ &= ER(\alpha, \rho) - \beta \in (F, \rho) \end{aligned} \quad (3)$$

De esta forma, para cualquier variación positiva en P y G e incluyendo una transferencia regresiva de una unidad de renta de x hacia y , se tiene que:

$$\Delta P = -\beta \Delta G = \frac{2}{\mu} \beta [F(y) - F(x)] \quad (4)$$

donde x e y son pares de ingreso, tal que si $x < y$ el índice P aumentará, entonces:

$$\Delta P = \frac{1}{\mu} \beta (2F(y) - 2F(x) - 1) - p^\alpha - (1-p)^\alpha \left\} \frac{1}{\mu} \beta - p^\alpha - (1-p)^\alpha \right. \quad (5)$$

Al incorporar la falta de identificación interna, considerando todo el peso de identificación con $\beta=1$ en la expresión (3), la medida se transforma en:

$$P(F; \alpha, \beta, z) = [p^\alpha + (1-p)^\alpha] [2(p - L(p)) - G(F)] \quad (6)$$

Finalmente, para $k=2$, se tiene que $P=F(\mu)$ entonces la medida se convierte en una función de dos índices de desigualdad, el de Gini y la desviación media relativa, por lo tanto:

$$P(F; \alpha = \beta = 1, z^* = \mu) = 2D - G \quad (7)$$

donde: $D = p_\mu - L(p_\mu)$.

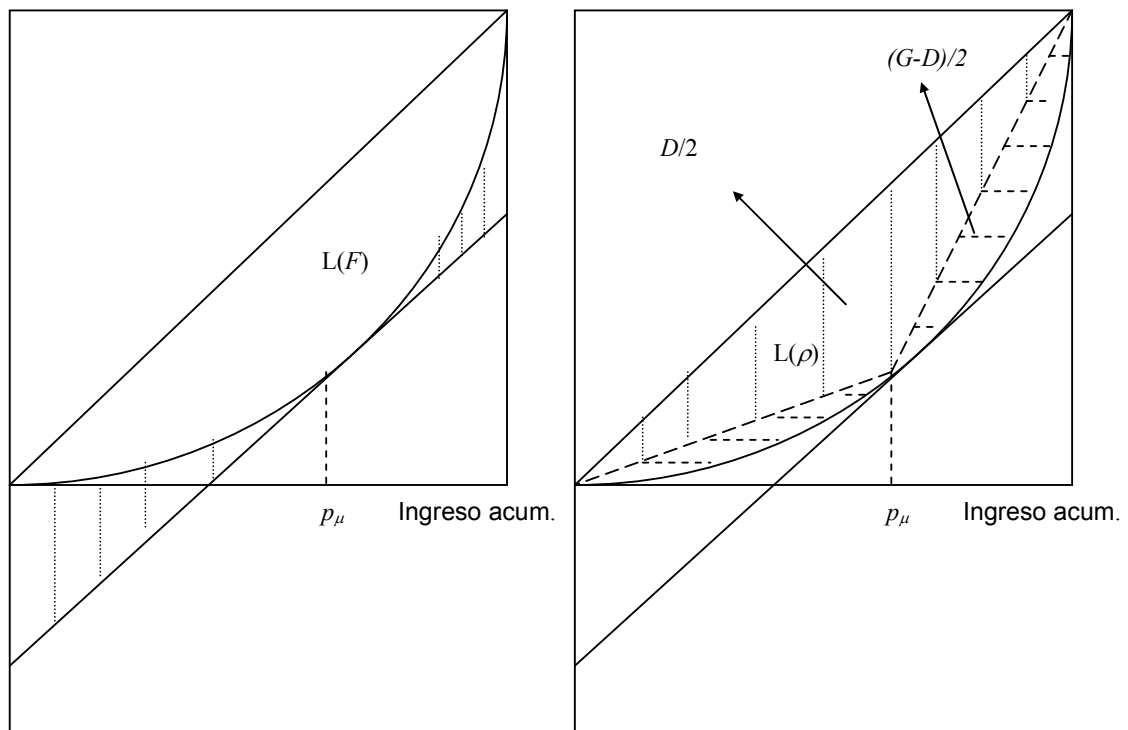
Tanto la medida cuando el corte es óptimo ($z=\mu$) como cuando lo es la mediana ($z=m$) pueden ser representadas con el criterio de Lorenz (Wolfson, 1994). La expresión (7) de éste apéndice considera el doble del área entre $L(F)$ y su línea de tangencia p_μ que es paralela a la línea de equidistribución. El término intra-grupo D representa el doble del área entre la curva de Lorenz segmentada en dos piezas $L(\rho)$ y la línea de 45° . Por otro lado, el error de identificación ($\epsilon=G-D$) suma el doble del área entre $L(\rho)$ y $L(F)$.

El análisis gráfico, queda expresado de la siguiente forma:

Representación gráfica de la medida de bipolarización, $k=2$.

$$P(z = \mu, \alpha = \beta = 1)$$

Población acum.



Fuente: Gradín (1999b).

Apéndice C: Tabulado completo de resultados de los índices.

C1. Índices de Polarización simple (*ER*) y extendida (*EGR*) de la distribución del ingreso familiar equivalente en México, 1984-2000.

| $P(\beta = 0)$ | | | | | | |
|------------------------------------|--------------------------------|----------|----------------------------------|----------|----------------------------------|----------|
| No. de grupos | $\alpha = 1$ | | $\alpha = 1.3$ | | $\alpha = 1.6$ | |
| | 2 | 3 | 2 | 3 | 2 | 3 |
| <i>Años</i> | | | | | | |
| 1984 | 0.3467 | 0.2765 | 0.2892 | 0.2056 | 0.2437 | 0.1547 |
| 1989 | 0.3610 | 0.2857 | 0.3034 | 0.2133 | 0.2582 | 0.1614 |
| 1992 | 0.3851 | 0.3036 | 0.3255 | 0.2286 | 0.2792 | 0.1749 |
| 1994 | 0.4014 | 0.3147 | 0.3401 | 0.2373 | 0.2927 | 0.1819 |
| 1996 | 0.4494 | 0.3521 | 0.3886 | 0.2740 | 0.3427 | 0.2174 |
| 1998 | 0.3948 | 0.3123 | 0.3335 | 0.2358 | 0.2859 | 0.1809 |
| 2000 | 0.3982 | 0.3130 | 0.3370 | 0.2359 | 0.2895 | 0.1805 |
| $P(\beta = 0.5)$ | | | | | | |
| 1984 | 0.2796 | 0.2459 | 0.2220 | 0.1750 | 0.1766 | 0.1242 |
| 1989 | 0.2914 | 0.2539 | 0.2337 | 0.1814 | 0.1886 | 0.1296 |
| 1992 | 0.3139 | 0.2708 | 0.2544 | 0.1958 | 0.2080 | 0.1420 |
| 1994 | 0.3301 | 0.2821 | 0.2688 | 0.2047 | 0.2213 | 0.1492 |
| 1996 | 0.3708 | 0.3165 | 0.3100 | 0.2383 | 0.2641 | 0.1817 |
| 1998 | 0.3231 | 0.2795 | 0.2618 | 0.2029 | 0.2142 | 0.1480 |
| 2000 | 0.3260 | 0.2809 | 0.2648 | 0.2033 | 0.2174 | 0.1479 |
| $P(\beta = 1)$ | | | | | | |
| 1984 | 0.2124 | 0.2154 | 0.1548 | 0.1444 | 0.1094 | 0.0936 |
| 1989 | 0.2217 | 0.2220 | 0.1641 | 0.1496 | 0.1189 | 0.0976 |
| 1992 | 0.2428 | 0.2379 | 0.1832 | 0.1629 | 0.1368 | 0.1092 |
| 1994 | 0.2588 | 0.2495 | 0.1975 | 0.1721 | 0.1500 | 0.1166 |
| 1996 | 0.2923 | 0.2808 | 0.2314 | 0.2026 | 0.1855 | 0.1461 |
| 1998 | 0.2514 | 0.2465 | 0.1902 | 0.1700 | 0.1425 | 0.1151 |
| 2000 | 0.2539 | 0.2484 | 0.1927 | 0.1710 | 0.1452 | 0.1156 |

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

C2. Descomposición del coeficiente de Gini en la partición óptima de la distribución de Ingreso total disponible equivalente en México, 1984-2000: Dispersión intra-grupo.

| Años | Gini | G_B | <u>2 grupos</u> | | |
|-----------------|-------|-------|-----------------|---------|----------|
| | | | ϵ | Entre % | Dentro % |
| 1984 | 0.481 | 0.346 | 0.135 | 71.9 | 28.1 |
| 1989 | 0.500 | 0.361 | 0.139 | 72.2 | 27.8 |
| 1992 | 0.527 | 0.385 | 0.142 | 73.1 | 26.9 |
| 1994 | 0.544 | 0.401 | 0.143 | 73.8 | 26.2 |
| 1996 | 0.606 | 0.449 | 0.157 | 74.1 | 25.9 |
| 1998 | 0.538 | 0.394 | 0.144 | 73.2 | 26.8 |
| 2000 | 0.542 | 0.398 | 0.144 | 73.4 | 26.6 |
| <u>3 grupos</u> | | | | | |
| 1984 | 0.481 | 0.420 | 0.061 | 87.3 | 12.7 |
| 1989 | 0.500 | 0.436 | 0.064 | 87.3 | 12.7 |
| 1992 | 0.527 | 0.462 | 0.066 | 87.5 | 12.5 |
| 1994 | 0.544 | 0.479 | 0.065 | 88.0 | 12.0 |
| 1996 | 0.606 | 0.535 | 0.071 | 88.2 | 11.8 |
| 1998 | 0.538 | 0.472 | 0.066 | 87.8 | 12.2 |
| 2000 | 0.542 | 0.478 | 0.064 | 88.1 | 11.9 |

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

C3. Descomposición de la desigualdad por subgrupos y medida alterna de Polarización, 1984-2000.

| Year | I _o | Componente | | % I _o | | ZK |
|------------------------------|----------------|------------|--------|------------------|--------|-------|
| | | Entre | Dentro | Entre | Dentro | |
| Nivel educativo | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.315 | 0.105 | 0.750 | 0.250 | 3.0 |
| 1989 | 0.458 | 0.364 | 0.094 | 0.795 | 0.205 | 3.9 |
| 1992 | 0.512 | 0.413 | 0.098 | 0.808 | 0.192 | 4.2 |
| 1994 | 0.539 | 0.467 | 0.073 | 0.865 | 0.135 | 6.4 |
| 1996 | 0.683 | 0.639 | 0.044 | 0.935 | 0.065 | 14.4 |
| 1998 | 0.536 | 0.459 | 0.077 | 0.856 | 0.144 | 6.0 |
| 2000 | 0.533 | 0.465 | 0.069 | 0.871 | 0.129 | 6.8 |
| Ocupación | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.293 | 0.127 | 0.698 | 0.302 | 2.31 |
| 1989 | 0.458 | 0.340 | 0.118 | 0.743 | 0.257 | 2.88 |
| 1992 | 0.512 | 0.317 | 0.195 | 0.619 | 0.381 | 1.62 |
| 1994 | 0.539 | 0.377 | 0.162 | 0.699 | 0.301 | 2.33 |
| 1996 | 0.683 | 0.510 | 0.173 | 0.747 | 0.253 | 2.95 |
| 1998 | 0.536 | 0.418 | 0.118 | 0.779 | 0.221 | 3.53 |
| 2000 | 0.533 | 0.462 | 0.071 | 0.867 | 0.133 | 6.50 |
| Sector | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.364 | 0.056 | 0.867 | 0.133 | 6.51 |
| 1989 | 0.458 | 0.414 | 0.044 | 0.905 | 0.095 | 9.51 |
| 1992 | 0.512 | 0.454 | 0.057 | 0.888 | 0.112 | 7.95 |
| 1994 | 0.539 | 0.468 | 0.072 | 0.867 | 0.133 | 6.52 |
| 1996 | 0.683 | 0.640 | 0.043 | 0.936 | 0.064 | 14.74 |
| 1998 | 0.536 | 0.461 | 0.075 | 0.860 | 0.140 | 6.16 |
| 2000 | 0.533 | 0.513 | 0.020 | 0.962 | 0.038 | 25.25 |
| Posición en el empleo | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.384 | 0.036 | 0.914 | 0.086 | 10.59 |
| 1989 | 0.458 | 0.417 | 0.041 | 0.910 | 0.090 | 10.17 |
| 1992 | 0.512 | 0.391 | 0.120 | 0.765 | 0.235 | 3.26 |
| 1994 | 0.539 | 0.504 | 0.035 | 0.935 | 0.065 | 14.32 |
| 1996 | 0.683 | 0.597 | 0.086 | 0.874 | 0.126 | 6.93 |
| 1998 | 0.536 | 0.504 | 0.032 | 0.941 | 0.059 | 15.96 |
| 2000 | 0.533 | 0.523 | 0.010 | 0.981 | 0.019 | 51.50 |
| Sindicado | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.004 | 0.416 | 0.010 | 0.990 | 0.01 |
| 1989 | 0.458 | 0.010 | 0.448 | 0.022 | 0.978 | 0.02 |
| 1992 | 0.512 | 0.001 | 0.510 | 0.003 | 0.997 | 0.00 |
| 1994 | 0.539 | 0.002 | 0.537 | 0.004 | 0.996 | 0.00 |
| 1996 | 0.683 | 0.000 | 0.683 | 0.001 | 0.999 | 0.00 |
| 1998 | 0.536 | 0.005 | 0.531 | 0.009 | 0.991 | 0.00 |
| 2000 | 0.533 | 0.002 | 0.531 | 0.004 | 0.996 | 0.00 |
| Edad | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.417 | 0.003 | 0.993 | 0.007 | 141.8 |
| 1989 | 0.458 | 0.455 | 0.003 | 0.993 | 0.007 | 151.7 |
| 1992 | 0.512 | 0.503 | 0.008 | 0.983 | 0.017 | 59.2 |
| 1994 | 0.539 | 0.529 | 0.010 | 0.981 | 0.019 | 51.9 |
| 1996 | 0.683 | 0.643 | 0.040 | 0.941 | 0.059 | 15.9 |
| 1998 | 0.536 | 0.530 | 0.006 | 0.989 | 0.011 | 88.3 |
| 2000 | 0.533 | 0.521 | 0.012 | 0.977 | 0.023 | 42.8 |

| Continuación | | | | | | |
|----------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| Género | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.420 | 0.000 | 0.999 | 0.000 | 999.0 |
| 1989 | 0.458 | 0.457 | 0.001 | 0.998 | 0.002 | 457.0 |
| 1992 | 0.512 | 0.511 | 0.000 | 0.999 | 0.001 | 1022.0 |
| 1994 | 0.539 | 0.538 | 0.001 | 0.998 | 0.002 | 448.3 |
| 1996 | 0.683 | 0.676 | 0.007 | 0.989 | 0.011 | 92.1 |
| 1998 | 0.536 | 0.535 | 0.001 | 0.998 | 0.002 | 535.0 |
| 2000 | 0.533 | 0.532 | 0.001 | 0.998 | 0.002 | 499.0 |
| Tamaño del hogar | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.405 | 0.015 | 0.964 | 0.036 | 27.0 |
| 1989 | 0.458 | 0.422 | 0.036 | 0.921 | 0.079 | 11.7 |
| 1992 | 0.512 | 0.478 | 0.034 | 0.935 | 0.065 | 14.3 |
| 1994 | 0.539 | 0.491 | 0.048 | 0.911 | 0.089 | 10.2 |
| 1996 | 0.683 | 0.595 | 0.088 | 0.871 | 0.129 | 6.8 |
| 1998 | 0.536 | 0.504 | 0.032 | 0.940 | 0.060 | 15.8 |
| 2000 | 0.533 | 0.492 | 0.041 | 0.923 | 0.077 | 12.0 |
| Zona (Urbano-Rural) | | | | | | |
| 1984 | 0.420 | 0.352 | 0.068 | 0.839 | 0.161 | 5.2 |
| 1989 | 0.458 | 0.391 | 0.067 | 0.854 | 0.146 | 5.9 |
| 1992 | 0.512 | 0.447 | 0.065 | 0.874 | 0.126 | 6.9 |
| 1994 | 0.539 | 0.452 | 0.087 | 0.838 | 0.162 | 5.2 |
| 1996 | 0.683 | 0.586 | 0.097 | 0.858 | 0.142 | 6.1 |
| 1998 | 0.536 | 0.453 | 0.083 | 0.845 | 0.155 | 5.5 |
| 2000 | 0.533 | 0.468 | 0.065 | 0.879 | 0.121 | 7.3 |

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

Apéndice D: Resultados del modelo probit ordenado con pool de datos y efectos marginales del cross-section.

D1. Coeficientes del modelo probit ordenado con el pool de datos, 1984-2000:
Modelo de probabilidades de pertenencia a las clases socioeconómicas en México.

| <i>Variables</i> | <i>1984-2000</i> | | <i>Wald Chi²</i> |
|--------------------------------|---------------------|-------------|-----------------------------|
| | <i>Coefficiente</i> | <i>s.e.</i> | |
| Primaria | 0.5572 | 0.013 | 1732.85 |
| Secundaria | 0.9099 | 0.016 | 3169.72 |
| Bachillerato | 1.6527 | 0.019 | 7429.28 |
| Licenciatura | 2.0910 | 0.024 | 7295.90 |
| Agropecuario | -0.2779 | 0.017 | 265.22 |
| Servicios | -0.0080 | 0.014 | 98.32 |
| Asalariado | -0.0502 | 0.012 | 17.57 |
| Empresario | 0.7205 | 0.022 | 1114.09 |
| Gerente | 0.6482 | 0.027 | 586.48 |
| Obrero | -0.2150 | 0.014 | 239.85 |
| Sindicado | 0.2262 | 0.015 | 238.97 |
| Hombre | 0.1991 | 0.015 | 169.12 |
| Edad (≤ 25) | -0.2100 | 0.018 | 130.85 |
| Edad (≥ 55) | 0.2913 | 0.013 | 500.19 |
| Urbana | 0.5754 | 0.014 | 1728.58 |
| Miembro (>6) | -0.0951 | 0.003 | 1548.61 |
| d89 | -0.2451 | 0.022 | 128.52 |
| d92 | -0.4040 | 0.022 | 329.71 |
| d94 | -0.4857 | 0.019 | 638.83 |
| d96 | -0.7017 | 0.021 | 763.98 |
| d98 | -0.4907 | 0.022 | 857.93 |
| d00 | -0.6114 | 0.022 | 924.65 |
| Prob>Chi2(22) /* | | 0.000 | 1277.98 |
| LR Chi ² , 22 Vars. | 32302.31 | 0.000 | |
| Log likelihood | -48707.599 | 0.000 | |
| Pseudo R ² | 0.2490 | | |
| Corte 1 | 0.7598 | 0.027 | |
| Corte 2 | 2.3354 | 0.028 | |

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

*/ Prueba de aproximación del ratio de Máxima-verosimilitud de igualdad de coeficientes entre las categorías de respuesta.

Errores estándar estimados por el método robusto de White.

D2. Cambio discreto y efectos marginales¹ de la probabilidad de pertenencia hacia el grupo social² en México, 1984 y 2000.

| Variables | 1984 | | | Suma | 2000 | | | Suma |
|-----------|---------------|---------------|---------------|----------|---------------|---------------|---------------|----------|
| | <i>p1</i> | <i>p2</i> | <i>p3</i> | | <i>p1</i> | <i>p2</i> | <i>p3</i> | |
| Prim=0 | 0.542 | 0.402 | 0.056 | 1 | 0.749 | 0.247 | 0.004 | 1 |
| Prim=1 | 0.324 | 0.507 | 0.169 | 1 | 0.591 | 0.359 | 0.049 | 1 |
| | <i>-0.218</i> | <i>0.105</i> | <i>0.113</i> | <i>0</i> | <i>-0.158</i> | <i>0.112</i> | <i>0.045</i> | <i>0</i> |
| Sec=0 | 0.503 | 0.436 | 0.061 | 1 | 0.714 | 0.281 | 0.005 | 1 |
| Sec=1 | 0.217 | 0.524 | 0.259 | 1 | 0.460 | 0.448 | 0.091 | 1 |
| | <i>-0.286</i> | <i>0.088</i> | <i>0.198</i> | <i>0</i> | <i>-0.254</i> | <i>0.167</i> | <i>0.086</i> | <i>0</i> |
| Bach=0 | 0.480 | 0.455 | 0.065 | 1 | 0.655 | 0.327 | 0.018 | 1 |
| Bach=1 | 0.104 | 0.470 | 0.426 | 1 | 0.233 | 0.526 | 0.240 | 1 |
| | <i>-0.376</i> | <i>0.015</i> | <i>0.361</i> | <i>0</i> | <i>-0.422</i> | <i>0.199</i> | <i>0.222</i> | <i>0</i> |
| Lic=0 | 0.471 | 0.430 | 0.099 | 1 | 0.620 | 0.310 | 0.070 | 1 |
| Lic=1 | 0.025 | 0.270 | 0.705 | 1 | 0.065 | 0.404 | 0.531 | 1 |
| | <i>-0.446</i> | <i>-0.160</i> | <i>0.606</i> | <i>0</i> | <i>-0.555</i> | <i>0.094</i> | <i>0.461</i> | <i>0</i> |
| Agrop=0 | 0.489 | 0.403 | 0.108 | 1 | 0.644 | 0.307 | 0.050 | 1 |
| Agrop=1 | 0.711 | 0.258 | 0.031 | 1 | 0.815 | 0.170 | 0.016 | 1 |
| | <i>0.222</i> | <i>-0.145</i> | <i>-0.077</i> | <i>0</i> | <i>0.171</i> | <i>-0.137</i> | <i>-0.034</i> | <i>0</i> |
| Serv=0 | 0.318 | 0.492 | 0.190 | 1 | 0.372 | 0.427 | 0.201 | 1 |
| Serv=1 | 0.368 | 0.461 | 0.171 | 1 | 0.396 | 0.409 | 0.195 | 1 |
| | <i>0.050</i> | <i>-0.031</i> | <i>-0.019</i> | <i>0</i> | <i>0.024</i> | <i>-0.018</i> | <i>-0.006</i> | <i>0</i> |
| Asal=0 | 0.372 | 0.435 | 0.193 | 1 | 0.529 | 0.357 | 0.114 | 1 |
| Asal=1 | 0.418 | 0.408 | 0.174 | 1 | 0.534 | 0.354 | 0.113 | 1 |
| | <i>0.046</i> | <i>-0.027</i> | <i>-0.019</i> | <i>0</i> | <i>0.005</i> | <i>-0.003</i> | <i>-0.001</i> | <i>0</i> |
| Emp=0 | 0.241 | 0.285 | 0.473 | 1 | 0.381 | 0.224 | 0.393 | 1 |
| Emp=1 | 0.041 | 0.366 | 0.592 | 1 | 0.048 | 0.407 | 0.544 | 1 |
| | <i>-0.200</i> | <i>0.081</i> | <i>0.119</i> | <i>0</i> | <i>-0.333</i> | <i>0.183</i> | <i>0.151</i> | <i>0</i> |
| Geren=0 | 0.383 | 0.258 | 0.359 | 1 | 0.378 | 0.160 | 0.460 | 1 |
| Geren=1 | 0.120 | 0.332 | 0.548 | 1 | 0.087 | 0.325 | 0.586 | 1 |
| | <i>-0.263</i> | <i>0.074</i> | <i>0.189</i> | <i>0</i> | <i>-0.291</i> | <i>0.165</i> | <i>0.126</i> | <i>0</i> |
| Obrer=0 | 0.382 | 0.472 | 0.146 | 1 | 0.514 | 0.408 | 0.078 | 1 |
| Obrer=1 | 0.447 | 0.432 | 0.121 | 1 | 0.601 | 0.340 | 0.059 | 1 |
| | <i>0.065</i> | <i>-0.040</i> | <i>-0.025</i> | <i>0</i> | <i>0.087</i> | <i>-0.068</i> | <i>-0.019</i> | <i>0</i> |
| Sind=0 | 0.397 | 0.402 | 0.201 | 1 | 0.423 | 0.367 | 0.209 | 1 |
| Sind=1 | 0.280 | 0.464 | 0.256 | 1 | 0.291 | 0.460 | 0.248 | 1 |
| | <i>-0.117</i> | <i>0.062</i> | <i>0.055</i> | <i>0</i> | <i>-0.132</i> | <i>0.093</i> | <i>0.039</i> | <i>0</i> |
| Homb=0 | 0.520 | 0.354 | 0.126 | 1 | 0.578 | 0.319 | 0.102 | 1 |
| Homb=1 | 0.461 | 0.391 | 0.148 | 1 | 0.557 | 0.335 | 0.107 | 1 |
| | <i>-0.059</i> | <i>0.037</i> | <i>0.022</i> | <i>0</i> | <i>-0.021</i> | <i>0.016</i> | <i>0.005</i> | <i>0</i> |
| Edad | | | | | | | | |
| ≤25=0 | 0.355 | 0.478 | 0.166 | 1 | 0.493 | 0.423 | 0.083 | 1 |
| ≤25=1 | 0.433 | 0.428 | 0.138 | 1 | 0.575 | 0.358 | 0.066 | 1 |
| | <i>0.078</i> | <i>-0.050</i> | <i>-0.028</i> | <i>0</i> | <i>0.082</i> | <i>-0.065</i> | <i>-0.017</i> | <i>0</i> |
| ≥55=0 | 0.530 | 0.375 | 0.094 | 1 | 0.681 | 0.269 | 0.050 | 1 |
| ≥55=1 | 0.467 | 0.411 | 0.122 | 1 | 0.636 | 0.303 | 0.061 | 1 |
| | <i>-0.063</i> | <i>0.036</i> | <i>0.028</i> | <i>0</i> | <i>-0.045</i> | <i>0.034</i> | <i>0.011</i> | <i>0</i> |
| Urban=0 | 0.499 | 0.360 | 0.141 | 1 | 0.637 | 0.261 | 0.102 | 1 |
| Urban=1 | 0.354 | 0.450 | 0.196 | 1 | 0.456 | 0.403 | 0.141 | 1 |
| | <i>-0.145</i> | <i>0.090</i> | <i>0.055</i> | <i>0</i> | <i>-0.181</i> | <i>0.142</i> | <i>0.039</i> | <i>0</i> |
| Miembro | | | | | | | | |
| >6=0 | 0.447 | 0.419 | 0.134 | 1 | 0.605 | 0.326 | 0.068 | 1 |
| >6=1 | 0.568 | 0.345 | 0.087 | 1 | 0.722 | 0.234 | 0.043 | 1 |
| | <i>0.121</i> | <i>-0.074</i> | <i>-0.047</i> | <i>0</i> | <i>0.117</i> | <i>-0.092</i> | <i>-0.025</i> | <i>0</i> |

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

¹ Efectos marginales en *itálicas*.

² *p1*, *p2* y *p3* son clase pobre, media y rica respectivamente.