



Región y Sociedad
ISSN: 1870-3925
region@colson.edu.mx
El Colegio de Sonora
México

Plascencia López, Ismael
Liberalización económica y desigualdad salarial en 12 áreas urbanas de México, 1987-
2002: la hipótesis de la "U" invertida de Kuznets
Región y Sociedad, vol. XXI, núm. 44, enero-abril, 2009, pp. 9-42
El Colegio de Sonora
Hermosillo, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=10204401>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Liberalización económica y desigualdad salarial en 12 áreas urbanas de México, 1987-2002: la hipótesis de la “U” invertida de Kuznets

Ismael Plascencia López*

Resumen: En este artículo se analiza la evolución de la desigualdad del ingreso salarial, medida por el coeficiente de Gini en 12 áreas urbanas del país —por tamaño de población y producto interno bruto (PIB) estatal— de 1987 a 2002, y su relación con otras variables asociadas al proceso de liberalización económica, como la apertura comercial (AC), las exportaciones, la inversión extranjera directa (IED) nacional y el PIB manufacturero estatal. Se contrasta la relación entre variables con la hipótesis de la “U” invertida de Kuznets, mediante datos en panel, corte transversal y series de tiempo en el análisis regional (zonas urbanas y entidades federativas).

Palabras clave: desigualdad salarial, liberalización económica, áreas urbanas, coeficiente de Gini, Encuesta nacional de empleo urbano (ENEU).

Abstract: This article analyzes the evolution of income wage inequality, measured by the Gini coefficient, in 12 urban areas of Mexico—by population and state gross domestic product (GDP)—from 1987 to 2002, and the relationship with other variables associated with the process of economic liberalization, such as commercial openness (CO), exports, foreign direct investment (FDI), and GDP by state manufacturer. We contrast the relationship between variables with the Kuznets’ inverse “U” hypothesis using panel

* Coordinador de Investigación y profesor de tiempo completo de la Facultad de Contaduría y Administración de la Universidad Autónoma de Baja California en Tijuana. Teléfono: (664) 979 7500, extensiones 55000 al 04. Correos electrónicos: ismael_plascencia@yahoo.com.mx / ismael@uabc.mx

data analysis, cross section and time series in the regional analysis (urban zones and federal states).

Key words: wage inequality, economic liberalization, urban areas, Gini coefficient, Urban Employment National Survey.

Introducción

El Banco Mundial (2005) señala que aunque México es la décima economía del orbe en términos del PIB generado, es también una de las naciones con más desigualdad, ya que 49 por ciento de la población no gana lo suficiente para cubrir sus necesidades de alimentación, salud y educación. Si bien hay avances en el combate a la pobreza extrema, continúan las diferencias, pues la capacidad de compra de 10 por ciento del segmento más rico es casi 12 veces superior a la de 10 por ciento del más pobre (*El Financiero* 2006).

Durante los dos últimos sexenios presidenciales,¹ los progresos logrados en la materia, con programas como el de Desarrollo Humano Oportunidades y de Educación, Salud y Alimentación (PROGRESA), han sido en la reducción de la pobreza extrema, en particular en las zonas rurales. De ahí que resulte pertinente analizar lo sucedido con la desigualdad en las áreas urbanas, cuando se sabe que las tasas de ingreso y consumo no aumentan de manera homogénea en la población, sumadas al crecimiento económico endeble del país. En este trabajo se analiza la evolución de la desigualdad del ingreso salarial, medida por el coeficiente de Gini en las 12 zonas urbanas principales del país, de 1987 a 2002, y su relación con otras variables asociadas al proceso de liberalización económica, como la AC, las exportaciones, la IED nacional y el PIB manufacturero estatal, como variable proxy, ante la falta de datos en el ámbito local.

Aunque la discrepancia del ingreso aumentó en 12 de las ciudades principales de México durante el periodo de análisis, hubo una reducción ligera al final. La pregunta es si es transitoria y coyuntural o llegó para quedarse, y sumarse a la desigualdad estructural del país. Para contestarla se utiliza como marco de análisis el enfoque teórico de la “U” invertida de Simon Kuznets (1955), y cabe destacar que pese a ser una especificación bastante socorrida a escala internacional desde los años cincuenta, debido a que los

¹ Ernesto Zedillo (1994 a 2000) y Vicente Fox (2000 a 2006).

datos agregados lo permiten, se aplica muy poco en el ámbito regional y local.

Antecedentes

El trabajo de Kuznets (1955) es el primer intento para correlacionar la presencia de desigualdad económica con otras variables como el ingreso. Debido a sus limitaciones con los datos, él utilizó la razón de la proporción de ingreso de 20 por ciento de la población más rica entre 60 de la más pobre, como una medida de desigualdad. La comparación se realizó entre un grupo pequeño de países en desarrollo —India, Sri Lanka y Puerto Rico— y dos países desarrollados —Estados Unidos y Reino Unido. Las razones fueron de 1.96 para la India, 1.67 para Sri Lanka y 2.33 para Puerto Rico; y en contraste, 1.29 para Estados Unidos y 1.25 para Reino Unido. Según Kuznets, estos valores eran un indicativo de que en general los países en desarrollo, tenderían a experimentar una mayor desigualdad en comparación con sus contrapartes. Un estudio posterior de Kuznets (1963) respaldó esta posibilidad; se analizaron los datos de 18 países y la muestra contó con una mezcla de naciones desarrolladas y en desarrollo. Los hallazgos fueron claros al establecer que la proporción del ingreso de los más ricos es significativamente menor en los países desarrollados en relación con los que están en vías de serlo. La comparación opuesta parecía válida también para las proporciones de ingreso de los grupos más pobres, aunque los resultados en este caso no eran tan contundentes. Estos descubrimientos, con todas sus salvedades, resultaban sugestivos para los teóricos del desarrollo económico (Ray 1998).

Aun a partir de observaciones estrechas, al parecer el desarrollo económico es fundamentalmente un proceso secuencial y desigual, y en lugar de beneficiar a todos al mismo tiempo, parece favorecer a ciertos estratos sociales y dejar a otros rezagados, que quizá después obtengan beneficios (Hirschman 1981). En una fase inicial de crecimiento económico, la desigualdad aumenta. Después, en la medida en que los beneficios se extienden al resto de la población (*trickle down effect*), ésta disminuye, siempre y cuando, como decía Kuznets (1955), las percepciones en los estratos medios y bajos crezcan a una velocidad mayor que en los altos. Este tipo de razonamiento lo condujo, al igual que a Oshima (1962), a sugerir la hipótesis siguiente: el progreso económico, medido por el ingreso per cápita, al principio va acompañado por un aumento en la desigualdad, pero estas disparidades comenzarán a disminuir en la medida que sus beneficios permeen a toda la

población. Por tanto, si se presenta en una gráfica una medida de desigualdad como el coeficiente de Gini, por ejemplo en el eje de las “y”; y el ingreso per cápita en el de las “x”, la hipótesis sugiere una “u” invertida, de ahí toma el nombre (Ray 1998).

La aversión al proceso de desigualdad económica y social

La hipótesis de la “u” invertida provocó una serie de manifestaciones teóricas y empíricas en torno al proceso de desigualdad económica, algunas interesantes e innovadoras como el trabajo de Hirschman y Rothschild, donde los autores utilizan el efecto túnel, una analogía para discutir un tema en apariencia distinto: la tolerancia para la desigualdad en la distribución del ingreso, cuando se experimenta crecimiento o se está en vías del desarrollo económico.

Usted está manejando a través de un túnel de dos carriles, en donde ambos van en la misma dirección, de pronto, usted se encuentra atrapado en un serio congestionamiento de tráfico. Hasta donde le alcanza la vista, ningún automóvil se está moviendo. Usted se encuentra en el carril izquierdo y no está en el mejor de los ánimos. Después de un rato, los automóviles del carril derecho comienzan a avanzar. ¿Usted se siente mejor o peor? Eso depende de qué tanto se mueva el carril derecho antes de que se mueva el suyo. En una primera instancia, puede pensar que lo que ocasionó el problema se resolvió y que es cuestión de tiempo y un poco de paciencia antes de que su carril empiece a avanzar. Ante esta prospectiva de movimiento, usted puede mejorar en su estado de ánimo aun cuando no se ha movido. De cualquier modo, si el carril derecho continúa moviéndose por un largo periodo sin que existan señales que el carril en el que se encuentra comenzará a moverse, terminará con una mayor frustración que al principio e intentará invadir el carril derecho. Por supuesto, si muchas personas se comportan como usted, todo terminará en un embotellamiento peor (Hirschman y Rothschild 1973, 554-556; Ray 1998).

Si el bienestar de un individuo en cualquier punto del tiempo depende de su grado de satisfacción presente y futura (o, como variable proxy, del ingreso), pese a que por lo general tiene buena información con respecto a su entrada actual, es limitada e incierta sobre el futuro; si considera una mejora en la posición económica o social de otros a su alrededor, la respues-

ta individual ante ella dependerá de la creencia de sus implicaciones en relación con su propia prospectiva. Si piensa que el mejoramiento de otros es un anticipo del propio, su bienestar experimentará una mejoría aun cuando su ingreso relativo haya empeorado, debido a que tenía mejores expectativas sobre el futuro. Hirschman (1981) y Hirschman y Rothschild (1973) describen este incremento en la utilidad individual como tolerancia a una desigualdad mayor.

Si la mejora en el bienestar de los demás persiste por un periodo sostenido, sin que el propio mejore, la aceptación inicial sobre la condición de los otros puede terminar y convertirse incluso en frustración y enojo. Más aún, el aumento de la desigualdad puede generar intolerancia si no se percibe un vínculo entre el crecimiento económico y el del bienestar individual (Ray 1998).

La variación de respuesta de los individuos al nivel de desigualdad económica explica las diferencias en la tolerancia hacia ella, tanto entre países y regiones como a través del tiempo. Por tanto, las diferencias agudas en términos raciales, culturales, sociales y económicos pueden ocasionar que un individuo o grupo perciba sus circunstancias fundamentalmente distintas con respecto a quienes han experimentado éxito. De acuerdo con Hirschman (1981), esto puede derivar en problemas nacionales más graves, como los eventos de 1968 en México, conocidos como la masacre de Tlatelolco.

Según Debraj Ray (1998), la hipótesis del efecto túnel de Hirschman deja una lección importante. Si el crecimiento y la igualdad en la distribución del ingreso son considerados los dos objetivos principales del proceso de crecimiento económico, la estrategia de desarrollo debe tomar en consideración el contexto social y político. Si de acuerdo a una estructura social dada, el efecto túnel es débil (tolerancia baja para la desigualdad), es poco probable que “crecer primero, distribuir después” se alcance con éxito.² Aun cuando el efecto túnel inicial sea fuerte, el proceso de desarrollo puede ser truncado si los grupos en el poder o los hacedores de política son insensibles a las erosiones de estos efectos a través del tiempo, como se pudo constatar años después con el levantamiento armado de grupos en los estados mexicanos de Chiapas y Guerrero, a partir de 1994, o los movimientos sindicales mineros de la actualidad. Esta experiencia de la aversión a la desigualdad se puede reproducir en cualquier país, esté en vías de desarrollo como el caso de Argentina o sea desarrollado como la experiencia francesa reciente (Ibid.).

² Esta estrategia ha resultado exitosa en países donde el efecto túnel es fuerte o la tolerancia para la desigualdad es alta, como Corea del Sur en el pasado, y la India y China en la actualidad.

La hipótesis de la “u” invertida de Kuznets

Una de las hipótesis centrales de esta investigación es que la liberalización económica agudiza el problema estructural de la desigualdad en México. La pregunta es: ¿qué tan permanente o transitoria es la desigualdad que se deriva de la inserción de México en los mercados globales?, ¿llegó para quedarse? Es decir, ¿cuál es la tendencia secular de los niveles de desigualdad a escala nacional, regional y local? Un enfoque o marco analítico para contestar esta pregunta es la aplicación de la teoría de Kuznets, no sólo por tradición sino por los avances en los métodos estadísticos para medir la hipótesis de la “u” invertida, desde que fue propuesta hasta la fecha. Antes, para probarla se recurría al análisis de corte transversal o de series de tiempo. En la actualidad, gracias a la evolución de los datos en panel, lo anterior deja de ser una dicotomía.

Los estudios que han probado la hipótesis de la “u” invertida han abordado el problema de dos maneras. Lo ideal sería seguir la senda de un solo país a través del tiempo, para analizar la evolución de la desigualdad (análisis de series de tiempo). Sin embargo, al no contar con datos confiables, son pocos los países que han podido ser analizados. Como resultado, los que se supone han completado su senda de “u” invertida no pueden ser rastreados en retrospectiva.

Debido a la escasez de datos de series de tiempo, se ha utilizado como estrategia alternativa el análisis de alguna clase de promedios entre países (es decir, de corte transversal), para examinar sus variaciones, que están en etapas diferentes del proceso de desarrollo económico. Dichos estudios tienen sus propias limitaciones: los países son muy distintos entre sí, por ello, a menos de que exista una forma sistemática para controlar estas diferencias entre ellos, los resultados deben interpretarse con precaución. Al mismo tiempo, los estudios de corte transversal para analizar la variación de la desigualdad tienen la ventaja de que examinan lo que es difícil abordar para uno solo; esto es, los datos que se obtienen son de varios países, por lo que presentan estados de desarrollo distintos (Ibid.).

Como resulta peligroso generalizar, debido a la heterogeneidad de las naciones —histórica, física, regional, política, racial y religiosa, aparte de la económica— Oshima (1962) cambia el análisis a una comparación intertemporal. Esto con el objeto de obtener algunas conclusiones que tienen el efecto del crecimiento sobre la distribución. Para ello asume a un país como: no desarrollado, subdesarrollado, semi desarrollado y desarrollado. Según él, en la etapa de no desarrollo la desigualdad es baja, como lo mostraba Malasia o la mayoría de las regiones rurales asiáticas de entonces. Con la introduc-

ción de las industrias capitalistas y el comercio, los pueblos y ciudades crecen. Con la urbanización, esto es, con una mayor concentración de población y por ende más ocupación urbana en la construcción, el transporte y los servicios públicos y privados avanzan. Toda esta serie de factores tenderá a incrementar la dispersión de los salarios, sobre todo al comparar los ingresos urbanos con los rurales, debido a los nulos o pocos cambios de estos últimos. Según Oshima, después de esta fase de industrialización, es difícil predecir el comportamiento de la desigualdad económica, ya que depende de la naturaleza y la rapidez de la industrialización, de la política pública y de la distribución regional de los recursos. Pero en el estado semi desarrollado, la tendencia a una mayor dispersión disminuye en el sector urbano, debido a la migración rural. Después de este estado, la dispersión de capital por trabajador tiende a bajar y esto, junto con la reducción de las zonas rurales y el acceso generalizado a la educación, ocasionará una reducción de la desigualdad.

Uno de los primeros trabajos que utilizaron el análisis de corte transversal fue el de Paukert (1973). Cincuenta y seis países se clasificaron en diferentes categorías de ingreso, de acuerdo con su producto nacional bruto (PNB) per cápita de 1965, en dólares constantes. La desigualdad fue medida por el coeficiente de Gini; el cuadro 1 presenta algunos de sus hallazgos. También revela que parece existir una relación entre la desigualdad y el PNB del tipo predicho por Kuznets (1955) y Oshima (1962). Al menos, este es el caso una vez que los datos se agrupan de forma agregada por categoría o rango de ingreso. Esta relación sugiere que las amplias tendencias descritas antes se presentan, en promedio, entre países y a través del tiempo en el desarrollo

Cuadro 1

La hipótesis de la “u” invertida en corte transversal

Rango de ingreso (dólares de 1965)	56 países	
	Gini promedio	Rango de Gini
Menos de 100	0.419	0.33 - 0.51
101-200	0.468	0.26 - 0.50
201-300	0.499	0.36 - 0.64
301-500	0.494	0.30 - 0.64
501-1000	0.438	0.38 - 0.58
1001-2000	0.401	0.30 - 0.50
2001 o más	0.365	0.34 - 0.39

Fuente: Paukert (1973).

de cada uno. De cualquier forma, la variación dentro de cada categoría particular está lejos de ser concluyente. La tercera columna del cuadro presenta las altas y bajas del coeficiente de Gini entre países en cada categoría. Un vistazo rápido a esta parte del cuadro dice que la noción de la hipótesis de la “U” invertida no es un proceso inevitable en la historia del desarrollo de cada país (Ray 1998).

Trabajos empíricos posteriores corroboraron los hallazgos de Paukert (1973). En 1976, Ahluwalia analizó una muestra de 62 países: 42 en desarrollo, 14 desarrollados y 6 socialistas, con datos del PNB medidos en dólares de 1970. Al tomar en consideración que los promedios de las medidas de desigualdad esconden mucho, dividió a la población de cada país en cinco quintiles; 20 por ciento la de menor ingreso, hasta el quintil con percepciones más elevadas. De esta forma es posible llevar un registro de toda la distribución del ingreso. En el cuadro 2 se observa que 40 por ciento de quienes tienen una participación inferior del ingreso está relacionado en forma negativa con el crecimiento económico.

Cuadro 2

Regresión de corte trasversal de proporciones de ingreso en 62 países

Participación del ingreso	Variables explicativas					Punto de quiebre** PNB per cápita
	Constante	log* PNB per cápita		Dummy socialista	R ²	
		y	y ²			
20% superior	-65.27	96.94	-18.86	-20.27	0.58	372.00
t estadístico	2.28	4.47	4.85	6.72		
40% central	89.47	-48.21	9.76	8.14	0.46	294.00
t estadístico	4.68	3.33	3.76	4.04		
40% inferior	75.77	-48.70	9.09	12.13	0.59	477.00
t estadístico	5.47	4.65	4.84	8.32		

Fuente: elaboración con base en Ahluwalia (1976).

* Logaritmo.

** Valor en dólares del punto de quiebre de la función cuadrática.

A partir de los resultados, es posible concluir que la hipótesis de Kuznets-Oshima es correcta, la curva de regresión de los quintiles bajos toman la forma de “U”; esto es, el primer coeficiente del ingreso es negativo y el

segundo positivo. Por otro lado, se presentan los signos contrarios para los últimos quintiles, por lo que la curva de regresión tiene la forma de “u”. Para todos, excepto el superior, la proporción del ingreso tiende a caer a medida que sube el PNB per cápita hasta cierto punto, a partir del cual ésta aumenta. Para el quintil más elevado, el patrón es contrario: al incrementarse el PNB per cápita, la participación en el ingreso sube en un principio y después empieza a descender. En todos los casos, los coeficientes de la regresión fueron estadísticamente significativos (Ray 1998).

En 1996, Deininger y Squire realizaron de nuevo el ejercicio de corte transversal, para mostrar la posibilidad de una “u” invertida. En los últimos años de información disponible, 20 por ciento de la población incrementó su participación en el ingreso y luego cayó en la medida en que se trasladó a países con percepciones superiores. Sucedió lo contrario con la participación en el ingreso de la población 40 por ciento más pobre. En términos crudos y según el análisis de corte transversal, la hipótesis de la “u” invertida ha presentado fundamentos.

Hay otros trabajos que siguen respaldando la hipótesis de que el crecimiento económico genera desigualdad, por lo menos al principio del proceso. Taylor y Bacha (1976) arguyen que la estructura económica de los países cambia a medida que se desarrollan.³ Una cantidad importante de ellos, lo bastante grandes como para soportar un mercado interno integrado, parece experimentar esta transición; para explicarlo, los autores elaboraron un modelo matemático consistente, con las características siguientes: a) la estructura de la producción de los países grandes en desarrollo evoluciona de una forma regular, se alejan de la agricultura y las manufacturas de bajo valor agregado (alimentos y textiles), tienden hacia las intermedias de mayor valor (productos químicos y bienes de demanda final, como electrodomésticos y automóviles); b) durante el proceso de transición la distribución del ingreso empeora, ya que en la expansión de mercado la demanda de trabajadores calificados sube más rápido que su oferta, por lo que aumentan sus salarios, todo esto se ve reflejado en un “quiebre” en la curva de Lorenz, donde los pobres reciben una participación menor (y los ricos una mayor) del proceso de crecimiento económico. Los efectos señalados pueden observarse en el cuadro 3; los cambios en los patrones de empleo al pasar de la situación inicial A, a una B o C alteran la distribución del ingreso y c) hay un incremento en el papel desempeñado por el sector corporativo durante esta transición.

³ En los países que incrementan la participación de industrias que producen bienes de consumo sofisticados e insumos intermedios, la distribución del ingreso empeora, y este proceso se acelera por lo menos durante algún tiempo.

Cuadro 3

Distribución del ingreso bajo diferentes patrones de empleo

Tipo de empleo	Cantidad empleo	Salario relativo	Empleo Ingreso		Empleo Ingreso	
			participación (%)		acumulado (%)	
A						
Subsistencia	40	1/2	40	20	40	20
No calificada	55	1	55	55	95	75
Calificada	5	5	5	25	100	100
B						
Subsistencia	42	1/2	42	20	42	20
No calificada	51	1	51	48	93	67
Calificada	7	5	7	33	100	100
C						
Subsistencia	39	?	39	18	39	18
No Calificada	54	1	54	50	93	68
Calificada	7	5	7	32	100	100

Fuente: Taylor y Bacha (1976).

Debido a que las corporaciones modernas se especializan en la producción masiva de bienes preferidos por los estratos con ingresos altos, existe un proceso de crecimiento centrado en la interacción de estas corporaciones con los segmentos más altos de mercado y un aumento de la inversión para responder a este tipo de demandas.

Por ello, la economía como un todo, es un estudio de contrastes entre regiones industriales pequeñas como Bélgica y las grandes estancadas, donde se concentra una gran masa de pobres como en la India rural (Ibid.). Según los mismos autores, las implicaciones de política no son optimistas, ya que existirían pocas formas de frenar o revertir el proceso de concentración.

Si bien el progreso económico es lo deseable, ya que la mayoría se beneficia del patrón de crecimiento; la conclusión principal es que bajo ciertos supuestos razonables acerca del diferencial en salarios y participación de trabajo, quienes no se ubican en los empleos mejor remunerados del sector moderno están propensos a percibir un incremento más pequeño en sus ingresos reales, derivado del *trickle down effect*, incluso con una intervención pública limitada. Por ello, no sólo existe un *trade-off* (equilibrio) entre equidad y crecimiento; más aún, éste por sí mismo provoca una disminución en la equidad (Ibid.). Alvargonzález y López (2003) contrastaron la hipótesis de Kuznets para 110 países en desarrollo alto, medio y bajo. Los resultados

del estudio empírico, aun sin ser concluyentes, detectaron diferencias en la capacidad explicativa de los modelos, según las medidas empleadas y la muestra se encontró cierta evidencia a favor de la hipótesis de Kuznets. En fecha reciente, Frazer (2006) realizó una comparación entre 12 países sobre cómo ha evolucionado la desigualdad del ingreso a diferentes niveles de desarrollo. Utilizó regresiones no paramétricas, y encontró algunos con bajos ingresos que disminuyen su desigualdad como la India, y al utilizar este análisis, que evita asumir formas funcionales, descubrió poco respaldo a la hipótesis de Kuznets.

En lo que respecta a la aplicación del marco teórico de Kuznets a la economía mexicana, en el trabajo de Hernández y Velázquez (2003) se analiza la distribución del ingreso en México en los últimos 40 años. En él se afirma que la tendencia hacia una concentración menor del ingreso durante los años sesenta y setenta se tornó contraria como resultado del proceso de inserción en el contexto de la globalización económica. En particular, se postula que los efectos adversos en la distribución del ingreso fueron el resultado de operar la economía mexicana en forma dualista, que se abre al mercado internacional. Si se mantiene la tendencia en el proceso de liberalización económica y AC en México, se esperaría que la desigualdad en las ciudades mantuviera la tendencia que muestran a escala nacional los trabajos de Alarcón (1994), Alarcón y McKinley (1998), Cortés (2000) y Hernández Laos (2003), entre otros. Los estudios realizados por distintos académicos coinciden en que la desigualdad del ingreso y la polarización en la distribución de los salarios han empeorado significativamente desde los años setenta, con una ligera disminución atribuida a los programas sociales como PROGRESA y Oportunidades.

En este contexto, concluyen los autores, la globalización económica habría impulsado la reversión de las tendencias hacia una desigualdad menor en la distribución del ingreso. Cabe destacar que en la literatura no se encontró la aplicación en las regiones dentro de un país —no quiere decir que no exista, pero sí que es escasa—, para discernir efectos y resaltar diferencias de comportamiento, por lo que se considera esta aplicación como una de las aportaciones fundamentales del presente.

Metodología

La evolución de la desigualdad se mide por el coeficiente de Gini, calculado a partir del ingreso salarial en el contexto de liberalización económica. Por ello se utilizan variables como IED, AC (exportaciones más importaciones

entre el PIB)⁴ y PIB manufacturero estatal como proxy, en lugar de la desigualdad como variable dependiente del ingreso. En el cuadro 4 se presenta la información correspondiente a las 12 áreas urbanas principales por tamaño de población de cada una de las 13 entidades federativas más importantes de México por valor de PIB,⁵ de la cual se obtienen los ingresos salariales para los cálculos correspondientes a partir de la ENEU.⁶ Se analiza sólo la desigualdad del ingreso medida por salarios de la población ocupada.

Este estudio se centra en el análisis del ingreso salarial personal y no en el familiar, ya que cada individuo decide si lo comparte o no con los otros miembros.⁷ Para medir el efecto posible de las estrategias de liberalización económica y apertura comercial, lo que se pretende es medir el premio a los participantes en el juego económico, en este caso el ingreso. De ahí que se utilice la población ocupada (PO) que es la PEA, menos los desempleados.

La fuente de información utilizada en la ENEU es la del segundo trimestre de cada año, esto se hace por convención para evitar fluctuaciones fuertes o efectos cíclicos en el cálculo de la desigualdad anual. Se ha utilizado una gran variedad de medidas para captar los cambios en la desigualdad del ingreso a lo largo del tiempo. Sin embargo, existe un consenso en que las mejores deben cumplir con los cuatro criterios siguientes (Ray 1998; Medina 2001):

- Anonimato. Si el elemento *x* gana más y el *y* menos, es lo mismo (desde el punto de vista de desigualdad) que si el elemento *x* ganara menos y el *y* más.

⁴ Exportaciones e importaciones totales franco a bordo (FOB, por sus siglas en inglés) del Sistema de Cuentas Nacionales del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI 2006).

⁵ Se tomaron los datos del Banco de Información Económica del INEGI, los cuales vienen en forma trimestral, se sumaron los cuatro periodos para tener datos anuales y se dividieron entre el tipo de cambio promedio reportado por el Banco de México, para convertirlos a dólares.

⁶ Esta encuesta se aplica trimestralmente en las ciudades principales del país; es un proyecto de generación de estadísticas que realiza el INEGI desde 1972. El objetivo general es recopilar, analizar y divulgar información estadística confiable de manera continua y oportuna de la situación laboral del país. Su antecedente es la Encuesta nacional de hogares, creada en 1972 y aplicada en México, Guadalajara y Monterrey. La ENEU se plantea en 1983 y la cobertura aumenta a nueve ciudades más; en 1985 se incluyeron cuatro fronteras. En 1992 se sumaron otras 18 y en los años posteriores 14 más. La unidad de observación de la ENEU la constituye el hogar. Para llegar a la unidad de selección que es la vivienda, se parte de un marco geográfico proporcionado por el Censo general de población y vivienda. El tipo de muestreo es probabilístico, polietápico, estratificado y por conglomerados. El tamaño de muestra se determina al considerar la tasa neta de participación, el promedio de habitantes de 12 años y más y la tasa de no respuesta (véase la síntesis metodológica de la ENEU en el INEGI).

⁷ A diferencia de lo que se hace en otros trabajos donde se utiliza la población económicamente activa (PEA), o se calcula la desigualdad del ingreso por hogares.

- Poblacional. Si se compara la distribución de la riqueza en las poblaciones n y $2n$, donde se repite el patrón de la distribución de la riqueza, no debe existir diferencia en ambas.
- Ingreso relativo. Así como importa la participación de la población en la riqueza y no así los valores absolutos de la población por sí misma, es posible argumentar que sólo importa la riqueza relativa y no sus niveles absolutos.
- Principio Dalton-Pigou. Establece que una distribución de riqueza o ingreso en la que se presenta una transferencia negativa será más desigual que al principio, sin importar en qué parte de la distribución se realice dicha transferencia.

Cuadro 4

Áreas urbanas seleccionadas para el análisis de la desigualdad del ingreso

Áreas urbanas y ciudades	Población 2000	Muestra de viviendas ENEU
ZM* de la Ciudad de México ¹	17 968 895	5 100
ZM de Guadalajara ²	3 677 531	3 000
ZM de Monterrey ³	3 243 466	3 000
Puebla	1 346 916	3 000
León	1 134 842	3 000
Tijuana	1 210 820	2 100
Ciudad Juárez	1 218 817	2 100
Mérida	705 055	2 100
San Luis Potosí	670 532	2 100
Torreón	529 512	3 000
Veracruz	457 377	2 100
Tampico	295 442	2 100
Población total de la muestra	30 508 342	23 400
Población total nacional	97 483 000	
Población total urbana	65 653 241	
Porcentaje de la población nacional	31.30	
Porcentaje de la población urbana	46.47	

Fuente: elaboración propia, con base en Garza (2005) y apéndice metodológico de la ENEU (2003).

* Zona metropolitana.

¹ Incluye al D. F., con sus 16 delegaciones, y los municipios conurbados del Estado de México, así como Tizayuca, Hidalgo.² Incluye Guadalajara, Tlaquepaque, Tonalá, Zapopan, El Salto, Tlajomulco de Zúñiga y Juanacatlán.³ Incluye Monterrey, San Pedro Garza García, Guadalupe, San Nicolás de los Garza, Apodaca, General Escobedo, Santa Catarina, Juárez y García.

El instrumento utilizado es el coeficiente de Gini (G), empleado ampliamente en el trabajo empírico; toma las diferencias entre todos los pares ordenados de ingreso y totaliza las diferencias absolutas, después se normaliza dividiéndolo entre el doble de la población al cuadrado multiplicada por el ingreso medio. Aunque existen maneras distintas de calcularlo, de acuerdo a cuartiles, quintiles o deciles, la forma más exacta es por medio de datos no agrupados (Medina 2001) y la fórmula es:

$$G = \left(\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n n_j n_k |y_j - y_k| \right) / 2n^2 \mu$$

La doble sumatoria indica que primero se deben sumar todas las j , y mantener constantes las k , para después sumarlas todas. Esto es como sumar todas las diferencias de pares de ingresos (ponderados por los números de dichos pares, $n_j n_k$). Debido a que cada par es contado doble, primero $y_j - y_k$ y después $y_k - y_j$, toda la expresión se divide entre dos, así como los normalizadores de la población y el ingreso (Ray 1998).

La medida o indicador central para el presente análisis de desigualdad es el coeficiente de Gini, para datos individuales (y no agrupados) de la PO de 12 de las áreas urbanas principales del país; pues la medición con datos agrupados introduce sesgos de subestimación atribuidos a la pérdida de información generada al no considerar la desigualdad dentro de cada grupo.⁸ Se hace hincapié en ello, porque es frecuente la comparación de coeficientes de Gini cuya metodología es distinta, y en los análisis comparativos se omite hacer referencia a los procedimientos operativos que están detrás, y se actúa como si todas las estimaciones estuvieran generadas con la misma calidad estadística. El cálculo para datos no agrupados es posible gracias a la evolución de paquetes estadísticos más sofisticados y potentes. El utilizado para calcular los coeficientes de Gini es el Stata SE versión 8, a partir de los micro datos del ingreso salarial⁹ de la ENEU. Debido a que la desigualdad se mide por el coeficiente de Gini, el cual cumple con el principio de ingreso relativo (Medina 2001), no es necesario que el año base de los salarios sea igual al de las variables independientes.

Para probar la posible existencia de una “U” invertida de Kuznets, es decir, para saber si ocurre se da esta fase de mayor desigualdad al aumentar

⁸ Desde el punto de vista teórico, la curva de Lorenz es un continuo de n puntos; por lo tanto, plantear el análisis de la distribución con datos agrupados consiste en aproximar un polinomio de grado n , a partir de un conjunto limitado de puntos $m < n$. De esta forma, en la medida en que m se aproxime a n , el error de estimación deberá reducirse.

⁹ La especificación de los datos requirió, para hacer comparables las cifras, deflactar los salarios nominales tomando como base la serie del índice nacional de precios al consumidor (INPC) del Banco de México, con 2002 como año base.

la liberalización económica, se utilizará en una primera instancia el análisis de series de tiempo, con la ecuación cuadrática siguiente:¹⁰

$$G_t = \alpha + \beta_1 x_t + \beta_2 (x_t)^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Donde G_t es el coeficiente de Gini que mide la desigualdad dentro de la ciudad, α es el intercepto, β_1 es el valor de los coeficientes, ε el error aleatorio y x es una variable proxy de liberalización económica, como exportaciones, IED, PIB manufacturero, AC u otro. Se propone también la ecuación siguiente:

$$CVG_t = \alpha + \beta_1 x_t + \beta_2 (x_t)^2 + \varepsilon \quad (2)$$

Donde CVG_t es el coeficiente de variación de los índices de Gini de las distintas ciudades en el tiempo t . Con esta medida se capta la desigualdad entre ellas. El resto de los operadores significan lo mismo que en la ecuación anterior. En el caso de algunos datos, como las exportaciones estatales, sólo se tienen para tres años (2001, 2002 y 2003), por ello se recurre al análisis de corte transversal cuando se explica la desigualdad en función de la liberalización económica. Las ecuaciones anteriores mantienen su forma funcional y lo único que cambia es el subíndice t por i , en el que i son las distintas ciudades. Por último, se utilizará el análisis longitudinal o datos en panel, que se aplica cuando se obtiene una muestra de varios individuos y sus características a través del tiempo, lo que provee observaciones múltiples de ellos.¹¹ Las ecuaciones generales para datos en panel quedan como sigue:

$$G_{it} = \alpha + \beta_1 x_{it} + \beta_2 (x_{it})^2 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$CVG_{it} = \alpha + \beta_1 x_{it} + \beta_2 (x_{it})^2 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

¹⁰ Se utiliza una variable cuadrática para permitir un cambio de dirección y captar la posible presencia de una "U" invertida, que no sería detectable si la regresión fuese lineal. Así, si $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$, se tendrá una "U" invertida. Por otra parte, si $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 > 0$, la gráfica obtenida será una "U". Debe advertirse que la ecuación 1 no es la única regresión funcional que puede utilizarse para encontrar la "U" invertida, se tiene la siguiente especificación alternativa: $G_t = \alpha + \beta_1 x_t + \beta_2 (1/x_t) + \varepsilon$ (Gujarati 2004; Wooldridge 2001).

¹¹ Para un análisis introductorio, véase Arellano (1991). Para ahondar en las ventajas y desventajas de esta técnica compuesta con respecto al corte transversal y series de tiempo, véase Hsiao (1996).

Es decir, el coeficiente de Gini (desigualdad dentro de la ciudad) o el cvg (desigualdad entre ciudades) está en función de las variables de liberalización económica, en donde i es la i -ésima ciudad $i = 1, 2, \dots, N$ unidades de corte transversal como Guadalajara, ..., Tijuana; y t es el año $t = 1, 2, \dots, T$ que va de 1987, ..., 2002. Las ventajas de utilizar el análisis de datos en panel sobre el análisis de corte transversal o de series de tiempo es que se obtienen más observaciones ($N \times T$), y aumentan los grados de libertad y reduce la colinealidad entre variables explicativas, por tanto mejora la eficiencia de los estimadores econométricos. Entre las desventajas de esta técnica está el sesgo causado por heterogeneidad o selección.

Los modelos de ecuaciones con observaciones de y (indicador de desigualdad), para un vector de características x (indicadores de liberalización económica) se presentan así:

- Los coeficientes de la pendiente son constantes y el intercepto varía para las ciudades:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

- Los coeficientes de la pendiente son constantes, y el intercepto varía para las ciudades y el tiempo:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

- Todos los coeficientes varían para las ciudades:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \beta_{ki} x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

- Todos los coeficientes varían a través del tiempo y para las ciudades:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^k \beta_{kit} x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

En cada caso anterior, los modelos pueden clasificarse aún más si se asume que los coeficientes son fijos o aleatorios. Los modelos con pendientes constantes e intercepto variable son los más utilizados para el análisis de datos en panel, ya que proveen una alternativa simple y generalmente razonable bajo el supuesto de que los parámetros toman un valor común para todos los agentes durante todo el tiempo (Baltagi 2002; Frees 2004; Hsiao 1996).

Evidencia empírica

La hipótesis general de este trabajo es que la desigualdad económica, medida por el ingreso salarial, ha empeorado con las medidas de liberalización económica adoptadas por el gobierno mexicano, esta sería la primera fase de la “u” invertida de Kuznets. Es decir, si la teoría es cierta, existen algunos sectores en las ciudades —los exportadores—, que se benefician con las políticas de apertura comercial, lo que aumenta la desigualdad. Además, algunas están más preparadas para enfrentar el proceso de apertura o liberalización, gracias al desarrollo de economías de urbanización, aglomeración, escala y alcance, por lo que la discrepancia entre ellas se agudiza. Las últimas décadas del siglo xx se caracterizaron por un proceso acelerado de globalización de la economía mundial. El proceso de transnacionalización de la economía es creciente, y la tasa de aumento del comercio internacional en los años noventa duplicó a la del PIB correspondiente, al mismo tiempo que la participación de los países en desarrollo aumentó de 23 a 29 por ciento (World Bank 2000).

¿Cómo se expresa la evolución de la desigualdad dentro de las ciudades? Ésta se presenta en la gráfica 1, obtenida de los cálculos de los coeficientes de Gini, del cuadro A1 del apéndice.

El promedio ponderado de coeficientes de Gini representado por la línea gruesa en la gráfica, así como el conjunto de los datos de las 12 áreas urbanas parecen comportarse como la “u” invertida propuesta por Kuznets.¹² El coeficiente de Gini representa alrededor de 0.39 en 1987, alcanza un máximo de casi 0.52 en 1995, para llegar a alrededor de 0.43 en 2002. Sin embargo, al analizar la evolución de la desigualdad dentro de las ciudades, los resultados son mixtos. En la gráfica 2 se presentan los casos extremos para contrastar la diferencia en la evolución de la desigualdad salarial entre áreas urbanas. Así, mientras que la bondad de ajuste de la cuadrática es de 85 por ciento para la “u” invertida de Monterrey, para el caso de León es de sólo 23.

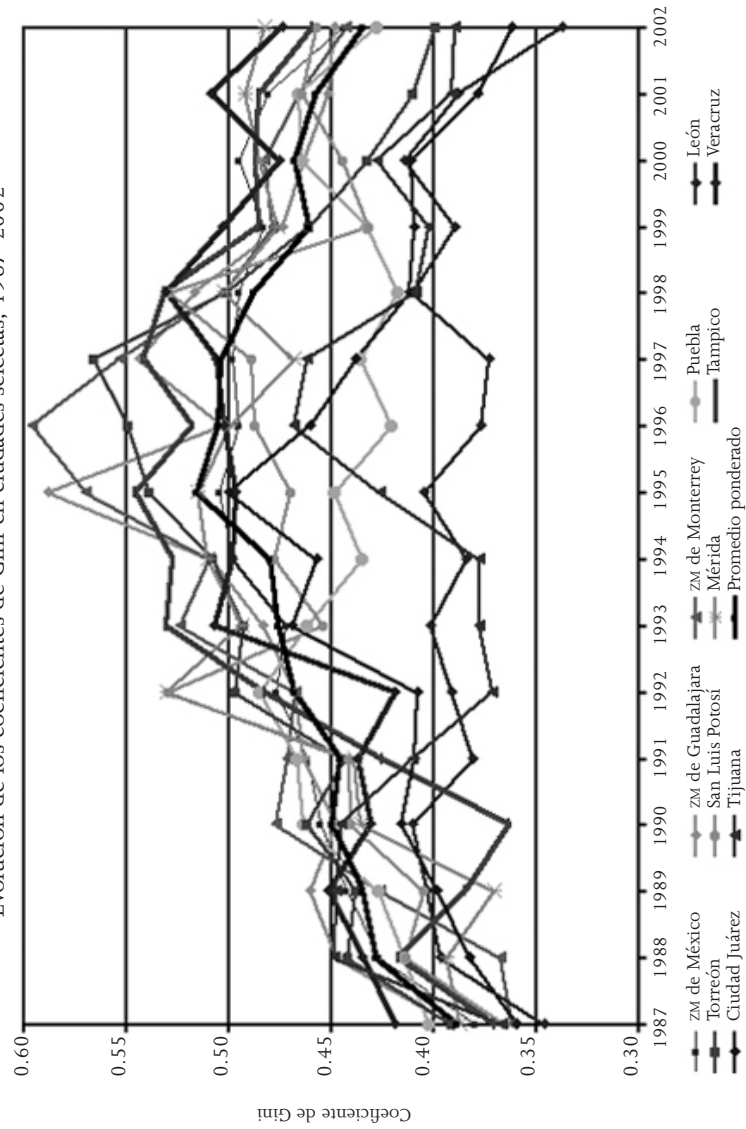
Para aplicar la metodología de Kuznets se utilizará el coeficiente de Gini como medida de la desigualdad¹³ como variable explicada y la evolución del PIB, las exportaciones nacionales, la razón de apertura comercial¹⁴ y la IED como variables explicativas. El periodo de análisis es de 1987 a 2002, pri-

¹² A excepción de León, Puebla y en menor medida Tijuana.

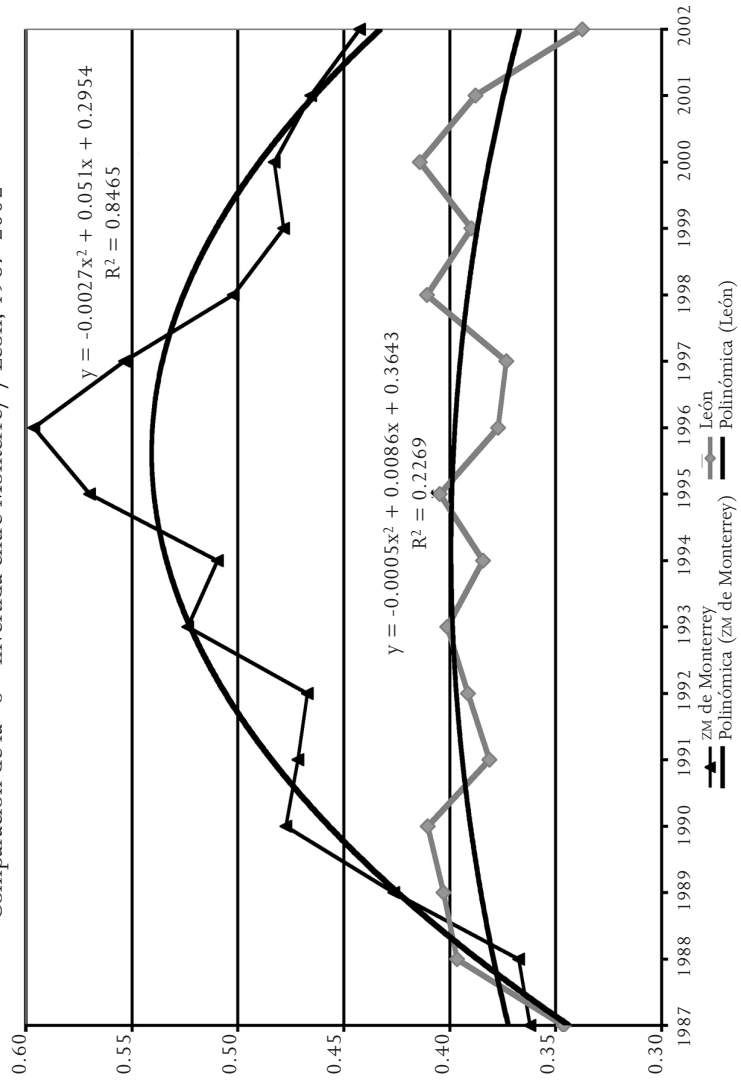
¹³ Aun cuando puede ser sustituido por cualquier otra medida como el índice de Theil, coeficiente de variación, razones entre deciles, quintiles y percentiles, etcétera.

¹⁴ Exportaciones más importaciones como proporción del PIB.

Gráfica 1
Evolución de los coeficientes de Gini en ciudades selectas, 1987-2002



Gráfica 2
Comparación de la “u” invertida entre Monterrey y León, 1987-2002



mero se analiza el efecto en el conjunto de las 12 zonas urbanas más importantes del país, por medio de las series de tiempo.

En el cuadro 5 se aprecia evidencia sobre la relación de desarrollo descrita por Kuznets (1955) y Oshima (1962). Los signos de los coeficientes son los esperados, positivos para x y negativos para x^2 . Es decir, la disparidad en el conjunto de los datos (promedio ponderado) de las 12 zonas urbanas aumenta en la medida que crece el PIB o las exportaciones o el grado de apertura comercial, para alcanzar un punto máximo en el tiempo y luego comienza a disminuir. Los datos de las variables independientes PIB, exportaciones, IED y AC [$AC = (X+M/PIB)$], para explicar la variable desigualdad (medida por el coeficiente de Gini) se presentan en la cuadro A2 del apéndice.

El ajuste del modelo es bueno como lo muestran los coeficientes de determinación para el PIB nacional, las exportaciones y la AC. Aun cuando los signos de los coeficientes de la IED son los esperados de acuerdo al modelo planteado, el ajuste resulta subóptimo, pues es sólo de 33 por ciento.

Cuadro 5

Análisis de serie de tiempo del coeficiente de Gini en el conjunto de áreas urbanas seleccionadas, 1987-2002

Variables explicativas ^a	Coeficientes			Durbin Watson	R ² ajustada
	Constante	x	x ²		
log PIB nacional	-259.29	36.17	-1.26	1.562	0.717
t estadístico	-5.70	5.69	-5.68		
log exportaciones nacionales	-5.70	1.10	-0.05	1.402	0.673
t estadístico	-4.23	4.49	-4.39		
Apertura comercial	0.34	2.97	-14.03	1.883	0.769
t estadístico	19.18	6.82	-6.25		
log inversión extranjera directa	-2.70	0.70	-0.38	1.172	0.327
t estadístico	-2.21	2.53	-2.47		

Fuente: cálculos propios, a partir de los datos de la ENEU y el Banco de Información Económica de INEGI.

^a Millones de dólares de 1993.

En el cuadro 6 se muestra la evolución de la desigualdad en el conjunto de las ciudades, pero en el interior de ellas. Tanto las exportaciones nacionales como el grado de apertura comercial presentan un ajuste mejor. Para captar la desigualdad entre ciudades se calcula el coeficiente de variación por año (véase cuadro A1) entre ciudades de los CVG. Se regresa dicho CVG contra las variables explicativas anteriores para obtener los resultados del cua-

dro 6, en donde se ve que las variables explicativas se ajustan al modelo aunque en menor medida.

Cuadro 6

Análisis de serie de tiempo del cvg en el conjunto de áreas urbanas seleccionadas, 1987-2002

Variables explicativas ^a	Coeficientes			Durbin Watson	R ² ajustada
	Constante	x	x ²		
log PIB nacional	-139.84	19.46	-0.68	1.517	0.524
t estadístico	-3.44	3.43	-3.42		
log exportaciones nacionales	-3.46	0.63	-0.03	1.881	0.563
t estadístico	-3.23	3.24	-3.15		
Apertura comercial	0.01	1.85	-8.51	1.980	0.664
t estadístico	0.71	5.11	-4.57		
log inversión extranjera directa	-1.68	0.38	-0.02	1.627	0.288
t estadístico	-1.94	1.98	-1.91		

Fuente: cálculos propios, a partir de los datos de la ENEU y el Banco de Información Económica de INEGI.

^a Millones de dólares de 1993.

Una vez más, la evolución en la liberalización económica representada por las exportaciones y la AC, se ajusta más en explicar el aumento y posterior disminución de las discrepancias por ciudades que la evolución del PIB. El grado de ajuste de la desigualdad a la IED resulta muy por debajo, con respecto al resto de las variables explicativas. En la gráfica 1 y cuadro A1, se puede apreciar que el rango en la desigualdad entre ciudades al principio del periodo de análisis era de 0.08 (0.42 de Veracruz, menos 0.34 de León), alcanza un rango máximo de 0.22 en 1996 (0.60 de Monterrey, menos 0.38 de León), en el año 2002 quedó en 0.14 (0.48 de Mérida, menos 0.34 de León) todavía superior al de 1987.

En este punto del análisis resulta pertinente preguntarse, ¿cómo le ha perjudicado a cada ciudad el proceso de liberalización económica?, ¿se sigue presentando el proceso de Kuznets dentro de cada una? El análisis comparativo de las tendencias de los coeficientes de Gini en las distintas ciudades en el marco de un proceso de liberalización económica ofrece un excelente laboratorio, para explorar los efectos diferenciados de dicha política en ciudades bajo un entorno económico, político y social nacional, pero con características sui géneris para enfrentar dicho proceso de liberalización. Se utiliza el indicador de apertura comercial nacional como variable explicativa, ya que presentó mejor ajuste en los ejercicios anteriores. Los resultados por ciudad se resumen en el cuadro 7.

Cuadro 7

Efectos de la apertura comercial en el coeficiente de Gini por área urbana,
1987-2002

Área urbana o ciudad	log apertura comercial			Nivel de significancia*	Durbin Watson	R ² ajustada	Conclusión
	Constante	X	x ²				
ZM Ciudad de México	0.350	2.681	-11.902	99%	1.56	0.75	Evidencia de "u" invertida
ZM Guadalajara	0.321	3.937	-19.181	99%	2.06	0.62	Evidencia de "u" invertida
ZM Monterrey	0.241	5.795	-27.492	99%	1.80	0.76	Evidencia de "u" invertida
Puebla	0.417	0.585	-2.742	No significancia	0.97	-0.08	No existe evidencia
León	0.376	0.377	-2.124	No significancia	1.62	-0.11	No existe evidencia
Tijuana	0.412	0.067	-0.443	No significancia	1.11	-0.15	No existe evidencia
Ciudad Juárez	0.294	3.399	-17.715	99%	1.84	0.62	Evidencia de "u" invertida
Mérida	0.298	3.726	-16.318	99%	2.18	0.73	Evidencia de "u" invertida
San Luis Potosí	0.312	3.378	-15.671	99%	2.88	0.59	Evidencia de "u" invertida
Torreón	0.290	4.915	-25.377	99%	1.52	0.72	Evidencia de "u" invertida
Veracruz	0.367	2.140	-8.462	95%	1.86	0.60	Evidencia de "u" invertida
Tampico	0.241	5.200	-23.197	99%	1.41	0.80	Evidencia de "u" invertida

Fuente: cálculos propios.

* t estadístico.

La evolución en el proceso de desigualdad económica parece ajustarse al grado de apertura comercial nacional en nueve de las doce áreas urbanas analizadas, excepto Puebla, León y Tijuana, cuyo denominador común es que son las ciudades más importantes después de las zonas metropolitanas principales del país. Tanto Puebla como León presentan una evolución del coeficiente de Gini relativamente homogénea a través del tiempo.

En el caso atípico de Tijuana, cuyo comportamiento es errático, el proceso de desigualdad económica empeora y se agudiza a partir de la crisis de 1994. Todo parece indicar que algunos segmentos poblacionales se beneficiaron del auge en el sector exportador, mientras que el resto de la población se ve perjudicada por un ingreso depreciado, supeditado a un mercado interno deprimido. Además, una proporción importante de su población ocupada trabaja en Estados Unidos, por lo que a raíz de la devaluación sus

ingresos relativos se disparan con respecto al resto. Este fenómeno se observa sobre todo en Monterrey, Guadalajara, Torreón y Tijuana, cuyo sector industrial o maquilador tiene vínculos fuertes con el mercado estadounidense, a través de las exportaciones.

Para hablar de un proceso de desarrollo, tal como lo planteaba Simon Kuznets, en donde el sector dinámico se beneficie en un principio (la desigualdad económica aumenta), pero incorpore al resto de la economía en una etapa posterior (la desigualdad económica disminuye), es necesario aterrizar las variables nacionales al ámbito regional. Por desgracia la información resulta insuficiente, aun así, se realiza un análisis de panel de datos para ver la repercusión de la liberalización económica regional, tomando como variable explicativa proxy el PIB manufacturero estatal de 1993 a 2002,¹⁵ cuya evolución nacional durante el periodo referido está fuertemente supe- ditada al sector externo, alimentada por la apertura comercial $[(X+M)/PIB]$ (Calderón y Plascencia 2007). Otra justificación para utilizar el PIB manufacturero estatal como variable proxy es que más de 90 por ciento de las exportaciones no petroleras son manufacturas (Banco de Comercio Exterior, BANCOMEXT 2004). Los hallazgos principales de esta técnica econométrica se presentan en el cuadro 8, los métodos de análisis fueron diversos dentro de la técnica de datos en panel.¹⁶

En primer lugar, y en lo que respecta a mínimos cuadrados agrupados (*pooled least squares*), se utilizó el método de efectos fijos¹⁷ y coeficientes comunes en donde se encontró que al agrupar los de las 12 áreas urbanas, presentan la forma de “u” invertida (ver signos del logaritmo del PIB manufacturero), aun cuando el intercepto¹⁸ no es común, la bondad de ajuste del modelo es de 64 por ciento. En el segundo método, al hacer común el intercepto y dejar los coeficientes específicos se mantiene la “u” invertida, aunque mejora la bondad de ajuste en más de 6 por ciento y disminuye la correlación serial (véase Durbin Watson en el cuadro 8). En el tercer modelo, de efectos fijos y coeficientes específicos, es decir, al dejarse la evolución en el comportamiento del Gini por ciudad, se encontró que sólo 4 de las 12 áreas urbanas presentan la “u” invertida; Monterrey, San Luis

¹⁵ Ante la falta de datos por ciudad se utilizan los estatales, lo que no resulta descabellado como variable proxy, ya que en México se padece lo conocido como macrocefalia urbana, característico de muchos países latinoamericanos, donde una gran cantidad de población se concentra en la ciudad capital. En los estados también ocurre esto, aunque la ciudad más importante puede no ser la capital.

¹⁶ El cuadro 8 resume las distintas modalidades de la técnica de datos en panel. Los resultados fueron calculados en el paquete estadístico Eviews4.

¹⁷ Interceptos diferentes para todos los miembros agrupados: $\alpha_{it} = \alpha_i$.

¹⁸ Interceptos idénticos para todos los miembros agrupados: $\alpha_{it} = \alpha_i$.

Potosí, Tijuana y Torreón. De ellas, tres se encuentran en estados fronterizos, por ello al estar más expuestas al intercambio comercial con Estados Unidos resultan perjudicadas por el comportamiento cíclico de dicha economía. En lo que se refiere a los aspectos generales del modelo, la bondad de ajuste mejora en más de 5 por ciento con respecto al modelo anterior, y la correlación serial sigue disminuyendo como demuestra el aumento en el estadístico d (Durbin Watson).

Cuadro 8

Estimación de datos en panel de la “u” invertida del coeficiente de Gini en áreas urbanas seleccionadas, 1993-2002

Método	“u” invertida en áreas urbanas	log PIB manufacturero estatal			Estadístico t*	R ² ajustada	Durbin Watson	Estadístico F
		Constante	x	x2				
Pooled least squares:								
a) Efectos fijos y coeficientes comunes	12 de 12	Var (-)	0.7275	-0.0249	95%	0.641	1.02	17.31
b) Intercepto común y coeficientes específicos	12 de 12	-56.48	Var (+)	Var (-)	95%	0.703	1.44	12.76
c) Efectos fijos y coeficientes específicos	4 de 12:	6 de 12	6 de 12	6 de 12	0.755	1.91	11.48	
	Monterrey	(+) -247.61	(+) 29.46	(-) -0.87	90%			
	San Luis Potosí	-276.58	35.69	-1.15	90%			
	Tijuana	-97.69	12.33	-0.38	90%			
	Torreón	-409.92	50.08	-1.53	99%			
Generalized least square, GLS (cross section weights):		6 de 12	6 de 12	6 de 12				
a) Efectos fijos y coeficientes específicos	2 de 12	(+)	(+)	(-)		0.982	2.03	185.46
	San Luis Potosí	-276.58	35.69	-1.15	90%			
	Torreón	-409.92	50.08	-1.53	99%			
	Puebla	104.43	-12.84	0.39	95%			

Fuente: cálculos propios, a partir de las estimaciones del coeficiente de Gini por ciudad del ingreso salarial de la ENEU y el PIB manufacturero estatal, por entidad federativa del INEGI. Número de observaciones: 120.

* Nivel de significancia.

Por último, se utiliza el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG), o GLS, con ponderación de corte transversal (*cross section weights*), ya que es un estimador que considera la varianza del error (heteroscedasticidad) del esquema de correlación serial, mediante una transformación del modelo original.¹⁹ Como se puede apreciar en el cuadro 8, mejoran tanto el esta-

¹⁹ Se considera que el método de MCG es más eficiente, ya que da cuenta de la heteroscedasticidad de los errores ponderando cada residuo cuadrado, por medio de la inversa de la varianza condicional de u_i dada x_i . (Hausman 1978, 1263-1269).

dístico d , como el F , ya que se obtiene de regresiones de variables transformadas. Cabe aclarar que la R cuadrada resultante de estimar el modelo, si bien es útil para calcular los estadísticos F , no es ilustrativa como buena medida de ajuste (Wooldridge 2001). Al ser este método más restrictivo, sólo San Luis Potosí y Torreón presentan la “U” invertida y Puebla la “U”. Esto tiene sentido al observar el comportamiento de dichas ciudades en la gráfica 1, a partir del periodo de análisis de estos datos en panel de 1993 a 2002.

Aquí la disyuntiva es ¿cuál variable explicativa es mejor utilizar, las exportaciones e importaciones nacionales o el PIB manufacturero estatal como variable proxy, ante la falta de información más desagregada? A pesar de que los resultados varían si se analizan las variables de forma agregada o desagregada, por grupos o de manera individual, al analizar distintos periodos según la disponibilidad de los datos. Dichos resultados no contradicen la hipótesis de que una mayor liberalización económica comercial empeora la distribución del ingreso, como se concluye en el apartado siguiente.

Conclusiones

Según la teoría clásica, las reformas conducentes a la liberalización económica descansan en la idea de que la apertura creciente debe favorecer el factor abundante, que en el caso de México, se esperaba que fuera la mano de obra no calificada. Ello debió haber mejorado la distribución del ingreso, pero la evidencia econométrica señala que en la práctica no ocurrió, sino al contrario. La desigualdad en la distribución del ingreso tanto dentro de como entre las ciudades se agudizó a partir de la crisis de finales de 1994, cuando un sector dinámico y competitivo representado por las grandes empresas se benefició de la devaluación para incrementar sus ingresos por exportaciones, mientras que el resto de la población se sumergió en un mercado interno deprimido, cuyas características recesivas se reflejaron en una pérdida del poder adquisitivo real.

La evidencia es consistente con los hallazgos de Morley (2000, 2001) y Székely (1999), quienes de forma agregada encuentran que la liberalización económica y apertura comercial repercuten de forma negativa en la distribución del ingreso para el conjunto de los países de América Latina. La ventaja de abordar el tema en el ámbito de la ciudad es que se aísla el efecto de incrementar la tasa de urbanización en la desigualdad durante el periodo de estudio, por lo que es más claro analizar el efecto de la liberalización económica en la distribución del ingreso. Por otra parte, se reconoce una disminución de la pobreza y una mejora en la distribución del ingreso en los últi-

mos años, que podría estar sesgado por los programas de asistencia social, más presentes en las áreas rurales del país.

Según el Banco Mundial (2004), la desigualdad en México ha tendido a ser contracíclica, en contraste con los patrones característicos de América Latina en la década de 1980, pues la crisis de 1994 a 1995 la redujo, pero aumentó con la recuperación de 1996 a 2000 y durante el periodo de estancamiento de 2000 a 2002 también se redujo.

Hay razones por las que la desigualdad puede reflejar fuerzas estructurales que merecen ser analizadas (diferenciales educativos, dualidad rural-urbana). Con base en el ejercicio empírico realizado, la conclusión general sería que el patrón de cambios en la desigualdad puede reflejar genuinamente fuerzas cíclicas. Primero, con la crisis y devaluación de 1994-1995 se estimulan las exportaciones, las ciudades y los sectores más preparados para exportar aprovechan la oportunidad, lo que les reditúa un ingreso relativo mayor con respecto al resto de la economía, con lo cual aumenta la desigualdad. Segundo, con la recesión económica estadounidense y el consiguiente estancamiento del sector exportador mexicano, así como con la desaceleración de la economía en general, disminuye la brecha en la desigualdad que se había ampliado durante el periodo anterior.

Como corolario, existe causa y efecto entre una mayor liberalización económica y el comportamiento de la desigualdad, ya que la participación en el comercio exterior genera o incrementa sus niveles y la desaceleración o caída en dicha participación hacia el comercio exterior los disminuye. Lo grave del asunto es que no se puede decir que los incrementos en la desigualdad como efectos de la liberalización económica y comercial sean transitorios, ya que si bien, a estas alturas es ampliamente reconocido que de 2000 a 2002 disminuyó la pobreza y la desigualdad en el país (Banco Mundial 2004), ésta es más bien débil e insuficiente con respecto a la acumulación de la misma durante el periodo anterior. Por último, al analizar el comportamiento de la desigualdad por ciudades se ve que es muy heterogénea en magnitud (véase gráfica 1), con retrasos y adelantos; se subraya además que su dispersión es mayor al final del periodo de análisis que al principio. En lo que respecta a la segunda hipótesis de trabajo, se puede concluir que no hay evidencias claras que muestren que la desigualdad dentro de las ciudades comenzó a disminuir de forma significativa.

Al aplicar la técnica de datos en panel con mínimos cuadrados generalizados y utilizar como variable explicativa de la desigualdad al PIB manufacturero estatal, se encontró que sólo existe evidencia de la “u” invertida en dos de las 12 ciudades o áreas urbanas de análisis: San Luis Potosí y Torreón, cuyo ingreso salarial no resulta ser de los más favorables con respecto al proceso de liberalización económica (véase cuadro A4). En muchas áreas urba-

nas la desigualdad comenzó a disminuir o continúa haciéndolo, en parte por la desaceleración estadounidense de 2001, lo que perjudica a los sectores y regiones exportadores en cuanto a que reduce sus ganancias relativas con respecto al resto de la economía mexicana (Plascencia 2007).

Probar la existencia de una “U” invertida, para saber si ocurre esta fase de mayor desigualdad al aumentar la liberalización económica, es distinto a afirmar que dicho proceso ocasionó un crecimiento económico salarial de las regiones analizadas (Ibid.). Desde esta perspectiva, el factor coyuntural como la crisis de mediados de los años noventa provocó un crecimiento de la desigualdad, y la recuperación posterior causó una disminución, es decir, su comportamiento es contracíclico. El reto es cómo aislar este efecto coyuntural, para ver el comportamiento de la desigualdad durante el mismo periodo. Por último, es importante aclarar que el lapso de análisis (de 1987 a 2002) no es tan largo como para tener resultados concluyentes, por lo que será interesante ver cómo evolucionan en el futuro las variables utilizadas.

Recibido en mayo de 2007

Revisado en enero de 2008

Bibliografía

- Alarcón, Diana. 1994. *Changes in the Distribution of Income in Mexico and Trade Liberalization*. Tijuana: El Colegio de la Frontera Norte.
- y Ferry McKinley. 1998. Mercado de trabajo y desigualdad del ingreso en México. *Papeles de Población* 4 (18): 49-80.
- Ahluwalia, M. 1976. Inequality, Poverty and Development. *Journal of Development Economics* 6: 307-342.
- Alvargonzález, Mercedes y Ana Jesús López. 2003. Desigualdad y crecimiento económico. Un estudio analítico empírico del proceso de Kuznets. Documento de trabajo. Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Oviedo.
- Arellano, Manuel. 1991. Introducción al análisis econométrico con panel de datos. Documento de trabajo no. 9222. Madrid: Banco de España.
- Baltagi, Badi. 2002. *Econometric Analysis of Panel Data*. West Sussex: John Wiley & Sons, LTD.

- BANCOMEXT. 2004. *Características del comercio exterior de México*. México: BANCOMEXT.
- Banco Mundial. 2005. *Informe sobre el desarrollo mundial. Panorama general: equidad y desarrollo*. Washington: Banco Mundial.
- _____. 2004. *La pobreza en México: una evaluación de las condiciones, las tendencias y la estrategia de gobierno*. Washington: Banco Mundial.
- Calderón, Cuauhtémoc e Ismael Plascencia. 2007. Does Economic Openness in Mexico Promote Economic Growth? En *Studies of Sweden and Mexico: Economics, Finance, Trade and Environment*, editado por Ignacio Perrotini Hernández y Fadi Zaher, 26-41. Estocolmo: University of Skövde.
- Cortés, Fernando. 2000. *La distribución del ingreso en México en épocas de estabilización y reforma económica*. México: Miguel Ángel Porrúa y Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social.
- Dawson, P. J. 1997. On Testing Kuznets Economic Growth Hypothesis. *Applied Economic Letters* 4: 409-410.
- Deininger, K. y L. Squire. 1996. A New Data Set Measuring Income Inequality. *World Bank Economic Review* 10: 565-591.
- El Financiero. 2006. México es la décima economía del mundo en términos del PIB.
- Frazer, Garth. 2006. Inequality and Development Across and Within Countries. *World Development* 34 (9): 1459-1481.
- Frees, Edward. 2004. *Longitudinal and Data Panel Analysis and Applications in the Social Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Garza, Gustavo. 2005. *La urbanización de México en el siglo xx*, tomo I. México: El Colegio de México, Centro de Estudios Demográficos y de Desarrollo Urbano.
- Glomm, G. y B. Ravikumar. 1998. Increasing Returns, Human Capital, and the Kuznets Curve. *Journal of Development Economics* 55 (2): 353-367.
- Gujarati, Damodar. 2004. *Econometría*. México: McGraw Hill.

- Hausman, J. A. 1978. Specification Test in Econometrics. *Econometrica* 46 (6): 1251-1271.
- Hernández Laos, Enrique. 1999. Evolución de la distribución del ingreso de los hogares (1963-1989). En *Pobreza y distribución del ingreso en México*, coordinado por Julio Boltvinik y Enrique Hernández Laos, 154-190. México: Siglo XXI.
- _____ y Jorge Velázquez. 2003. Globalización, dualismo y distribución del ingreso en México. *El Trimestre Económico* 70 (279): 535-577.
- Hirschman, Albert y Michael Rothschild. 1973. The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development. *The Quarterly Journal of Economics* 87 (4): 544-566.
- Hsiao, Cheng. 1996. *Analyses of Panel Data*. Econometric Society Monographs. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hirschman, Albert. 1981. *Essays in Trespassing. Economics to Politics and Beyond*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hsing, Y. y D. J. Smith. 1994. Kuznets Inverted U Hypothesis Revisited. *Applied Economic Letters* 1: 111-113.
- INEGI. 2006. Banco de Información Económica. Sistema de Cuentas Nacionales <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/cgi-win/bdieintsi.exe>
- _____. 2003. *Síntesis metodológica de la Encuesta nacional de empleo urbano*. Aguascalientes: INEGI, Dirección General de Estadística.
- _____. 2001. *Documento metodológico de la Encuesta nacional de empleo urbano*. Aguascalientes: INEGI.
- _____. 1988-2002. *Base de datos. Encuesta nacional de empleo urbano*. Aguascalientes: INEGI, Dirección General de Estadística.
- Kuznets, Simon. 1963. Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: Distribution of Income by Size. *Economic Development and Cultural Change* 12: 1-80.

- _____. 1955. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review* 45: 1-28.
- Medina, Fernando. 2001. Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso. *Estudios Estadísticos y Prospectivos. Serie 9*. Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Morley, Samuel. 2001. *The Income Distribution Problem in Latin America and the Caribbean*. Santiago de Chile: CEPAL.
- _____. 2000. *Efectos del crecimiento y las reformas económicas sobre la distribución del ingreso en América Latina*. Santiago de Chile: CEPAL.
- Oshima, Harry. 1962. The International Comparison of Size Distribution of Family Income with Special Reference to Asia. *The Review of Economics and Statistics* 44 (4): 439-445.
- Paukert, F. 1973. Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence. *International Labor Review* 108: 97-125.
- Plascencia, Ismael. 2007. Propuesta para la medición del desarrollo económico salarial: aplicación en doce de las principales áreas urbanas de México, 1988-2002. *Papeles de Población* 13 (52): 137-182.
- Ray, Debraj. 1998. *Development Economics*. Princeton: Princeton University Press.
- Székely, Miguel. 1999. *La desigualdad en México: una perspectiva internacional*. Washington: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Taylor, Lance y Edmar Bacha. 1976. The Unequalizing Spiral: A First Growth Model for Belinda. *The Quarterly Journal of Economics* 90 (2): 197-218.
- Thornton, J. 2001. The Kuznets Inverted U Hypothesis: Panel Data Evidence from 96 Countries. *Applied Economic Letters* 5: 693-697.
- Wooldridge, Jeffrey. 2001. *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. Buenos Aires: Thompson Learning.
- World Bank. 2000. *Entering the 21st century. World Development Report 1999/2000*. Nueva York: Oxford University Press.

Cuadro A1

Evolución del coeficiente de Gini de la población ocupada en ciudades selectas, 1987-2002

Áreas urbanas	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
ZM de México	0.3799	0.4271	0.4428	0.4556	0.4622	0.4766	0.4721	0.4985	0.5045	0.4950	0.4986	0.4955	0.4837	0.4955	0.4812	0.4433
ZM de Guadalajara	0.3904	0.4478	0.4600	0.4479	0.4638	0.4678	0.4836	0.5091	0.5884	0.5020	0.5434	0.5167	0.4738	0.4637	0.4517	0.4482
ZM de Monterrey	0.3621	0.3675	0.4264	0.4773	0.4717	0.4672	0.5237	0.5096	0.5700	0.5962	0.5535	0.5022	0.4784	0.4829	0.4656	0.4425
Puebla	0.4023	0.4142	0.4270	0.4634	0.4663	0.4847	0.4619	0.4352	0.4481	0.4205	0.4358	0.4176	0.4326	0.4642	0.4655	0.4276
León	0.3463	0.3965	0.4029	0.4105	0.3813	0.3915	0.4012	0.3843	0.4048	0.3772	0.3733	0.4107	0.3898	0.4142	0.3878	0.3375
Torreón	0.3915	0.4420	0.4384	0.4617	0.4436	0.4971	0.4925	0.5082	0.5392	0.5493	0.5661	0.5004	0.4609	0.4323	0.4102	0.3994
San Luis Potosí	0.3648	0.4136	0.4048	0.4406	0.4410	0.5294	0.4543	0.4778	0.4695	0.4873	0.4890	0.5286	0.4318	0.4447	0.4641	0.4571
Merida	0.3875	0.3938	0.3709	0.4359	0.4390	0.5302	0.4933	0.5100	0.5150	0.4990	0.4686	0.5022	0.4765	0.4851	0.4917	0.4823
Tampico	0.3708	0.4178	0.3848	0.3631	0.4251	0.4823	0.5312	0.5276	0.5459	0.5184	0.5418	0.5316	0.4854	0.4875	0.4855	0.4597
Veracruz	0.4189	0.4350	0.4512	0.4306	0.4370	0.4189	0.5074	0.4985	0.4967	0.5020	0.5061	0.5309	0.5030	0.4757	0.5084	0.4737
Ciudad Juárez	0.3594	0.3828	0.3981	0.4162	0.4094	0.4076	0.4690	0.4570	0.4997	0.4605	0.4383	0.4123	0.4094	0.4109	0.3782	0.3621
Tijuana	0.3663	0.4482	0.4473	0.4455	0.4100	0.3711	0.3779	0.3777	0.4258	0.4682	0.4621	0.4084	0.4024	0.4278	0.3912	0.3895
Promedio ponderado	0.3885	0.4284	0.4348	0.4503	0.4462	0.4681	0.4762	0.4799	0.5162	0.5052	0.5037	0.4882	0.4613	0.4684	0.4577	0.4347
Desviación estándar	0.0206	0.0262	0.0284	0.0303	0.0273	0.0519	0.0455	0.0506	0.0562	0.0563	0.0573	0.0514	0.0375	0.0300	0.0448	0.0453
Coeficiente de variación	0.0530	0.0611	0.0654	0.0674	0.0612	0.1109	0.0955	0.1054	0.1090	0.1115	0.1138	0.1052	0.0814	0.0640	0.0979	0.1094

Fuente: elaboración propia, con base en la ENEU, 1987-2002. Salarios deflactados, año base 2002.

Cuadro A2
Variables independientes de actividad económica nacional, 1987-2002

Año	PIB	Exportaciones X	Importaciones M	IED	AC $AC = (X + M) / \text{PIB}$
1987	1 323 107.94	20 494.60	13 305.40	3 877.20	0.0220
1988	1 340 502.94	20 545.90	20 273.70	3 157.10	0.0305
1989	1 395 537.41	22 842.20	25 437.90	2 499.70	0.0346
1990	1 467 767.19	26 838.50	31 271.90	3 722.40	0.0396
1991	1 529 629.98	42 687.50	49 966.60	3 565.00	0.0606
1992	1 583 795.75	46 195.60	62 129.30	3 599.60	0.0684
1993	1 614 539.69	51 886.10	65 366.50	4 900.70	0.0726
1994	1 686 520.04	60 882.20	79 345.90	10 661.70	0.0831
1995	1 581 652.44	79 541.60	72 453.00	8 348.40	0.0961
1996	1 662 946.65	95 999.70	89 468.80	7 837.20	0.1115
1997	1 775 620.43	110 431.60	109 807.60	12 081.40	0.1240
1998	1 862 741.70	117 539.30	125 373.00	8 366.20	0.1304
1999	1 934 890.44	136 361.80	141 974.70	13 414.00	0.1439
2000	2 062 631.61	166 120.70	174 457.80	17 077.50	0.1651
2001	2 059 393.60	158 779.80	168 396.40	27 687.20	0.1589
2002	2 076 418.29	161 045.90	168 678.70	15 476.80	0.1588

Fuente: elaboración con base en datos del Banco de Información Económica de INEGI.
Millones de dólares a precios de 1993.

Cuadro A3
PIB manufacturero por entidad federativa, 1993-2002

Periodo	Baja California	Coahuila	Chihuahua	D. F. y Estado de México	Jalisco	Nuevo León	Puebla	San Luis Potosí	Tamaulipas	Veracruz	Yucatán
1993	5 815 041	10 438 601	8 911 522	84 108 049	16 324 903	19 027 380	8 286 879	4 747 668	5 991 052	9 578 959	1 832 143
1994	6 365 091	10 841 793	9 605 299	85 368 657	16 693 275	19 833 180	8 934 113	5 186 609	6 412 672	10 224 015	2 001 105
1995	6 274 660	11 355 506	9 596 711	78 062 114	15 437 342	18 662 336	8 066 965	4 674 040	6 648 056	10 709 691	1 897 781
1996	7 380 052	14 026 952	11 023 608	84 799 565	16 319 493	20 787 537	9 506 790	5 258 809	7 146 260	10 744 029	2 094 785
1997	8 391 892	15 648 943	11 620 206	93 892 125	17 973 115	23 412 927	10 699 639	5 791 035	7 734 496	11 016 910	2 248 695
1998	9 236 354	16 883 804	12 546 850	99 652 519	19 187 002	25 362 510	12 164 076	6 184 141	8 441 561	11 023 206	2 416 470
1999	10 003 463	17 128 062	13 083 978	103 023 092	20 036 691	27 013 728	13 895 166	6 322 814	9 406 739	10 950 684	2 621 680
2000	11 203 714	17 670 062	14 431 648	109 884 923	21 097 728	28 919 494	14 436 328	6 791 303	10 364 193	11 175 832	2 874 777
2001	10 279 746	17 040 524	12 722 241	105 490 734	20 317 894	28 293 796	13 951 051	6 573 306	9 904 289	11 186 970	2 947 600
2002	9 204 608	18 646 481	12 256 117	103 817 619	19 999 636	29 175 359	13 998 449	6 352 693	9 506 861	10 962 348	2 946 783

Fuente: Banco de Información Económica del INEGI, miles de pesos a precios de 1993.

Cuadro A4
Evolución del ingreso salarial promedio de la población ocupada, 1988-2002

Áreas urbanas	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
México	3 595.20	3 715.60	3 982.29	4 057.03	4 133.02	4 346.77	4 722.01	4 019.00	3 332.60	3 264.71	3 457.63	3 390.64	3 953.44	4 123.53	4 038.01
Guadalajara	2 985.83	3 844.67	3 840.47	4 086.46	3 654.29	3 918.23	3 807.45	3 969.89	2 727.91	2 945.77	2 812.82	2 777.31	3 450.68	3 689.92	3 929.53
Monterrey	3 184.44	3 871.06	4 375.18	4 611.89	4 946.72	5 224.69	5 099.02	5 140.25	4 463.98	3 980.52	3 847.55	4 146.19	4 886.17	5 259.21	5 496.84
Puebla	2 729.05	3 118.59	3 512.29	3 801.92	3 711.60	4 014.72	4 260.03	3 287.63	2 690.91	3 106.71	2 877.52	2 907.18	3 405.60	3 682.65	3 553.31
León	2 994.32	3 529.36	3 808.06	4 162.12	4 533.58	4 546.57	4 542.98	3 468.93	2 999.61	2 841.23	3 033.61	3 006.47	3 660.07	3 983.52	3 888.88
Tijuana	6 111.43	6 106.74	6 508.60	5 833.48	5 662.31	5 632.11	5 608.73	5 639.38	5 638.27	5 777.63	5 367.31	5 565.36	6 120.16	6 633.41	6 219.10
Ciudad Juárez	4 040.21	4 813.20	4 658.40	4 438.16	4 472.73	4 811.67	4 810.24	4 355.67	4 064.15	3 686.72	3 950.99	4 202.57	4 337.26	4 393.29	4 441.25
Torreón	3 170.41	3 544.48	3 695.92	3 858.03	4 076.82	4 655.94	4 235.33	3 441.73	3 276.22	3 665.59	3 393.61	3 400.87	3 954.87	4 253.07	4 314.88
San Luis Potosí	3 389.54	3 598.33	3 597.47	3 866.39	5 013.20	4 386.81	4 418.25	3 302.22	3 051.14	2 975.73	3 381.01	2 815.58	3 267.98	3 686.26	3 791.37
Tampico	3 725.17	4 232.17	3 772.62	3 544.04	3 692.01	4 448.22	4 441.51	3 379.55	2 965.89	3 404.35	3 297.81	3 227.91	3 675.28	3 856.07	3 934.94
Mérida	2 930.86	3 640.96	3 821.71	4 067.84	4 355.04	4 389.12	4 690.93	3 386.17	2 935.51	2 683.32	2 830.32	2 643.22	2 995.31	3 178.84	3 285.12
Veracruz	3 637.64	4 693.51	4 213.64	3 927.70	3 762.75	4 200.76	4 161.32	3 082.98	2 644.21	2 785.86	2 919.73	2 787.72	3 178.60	3 827.34	3 703.86
Promedio ponderado	3 426.09	3 907.34	4 071.56	4 145.49	4 287.79	4 520.21	4 568.09	3 886.47	3 398.38	3 410.09	3 410.71	3 397.30	3 926.43	4 223.05	4 211.53

Fuente: elaboración propia, con base en la ENELU, de 1987 a 2002. Salarios deflactados, año base 2002.