



**UNIVERSIDAD NACIONAL
AUTÓNOMA DE MÉXICO**

**FACULTAD DE ESTUDIOS SUPERIORES
ACATLAN**



**LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DEL INGRESO PERSONAL
EN MÉXICO 1994-2002; UN ANÁLISIS ECONÓMETRICO**

T E S I S

**QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE
LICENCIADO EN ECONOMÍA**

P R E S E N T A

JULIO CÉSAR GARCÍA BENÍTEZ

ASESOR : DR. LUIS QUINTANA ROMERO

SEPTIEMBRE 2005

m. 347718



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

AGRADECIMIENTOS

A lo que más he querido y apreciado, mis abuelitos, por que por ellos fui soy y seré. Gracias.

A la Universidad Nacional Autónoma de México y en particular a la FES Acatlán, por haberme acogido en esta importante institución.

A mi profesor y asesor, el Dr. Luis Quintana Romero, quien cambio mi formación académica.

A los profesores Ramón Córdova Aquino, Jorge Isaac Egurrola, Guadalupe Mantey y Florida Guzmán, sinodales de esta tesis.

Al profesor Fernando García Green por su amable ayuda en la realización de esta tesis.

"Tener como ideal supremo hacer una carrera para enriquecerse, para convertirse en un comerciante, en un explotador, es algo que causa pena siquiera pensarlo, porque es pequeñez y mezquindad. La Universidad Nacional Autónoma de México sabe muy bien que su misión consiste en crear la alta cultura nacional y en producir hombres de ciencia desinteresados y generosos que sean elementos de importancia en el progreso de la humanidad".

Jesús Silva Herzog

"La teoría es asesinada tarde o temprano por la experiencia"

Albert Einstein

"Una experiencia nunca es un fracaso, pues siempre viene a demostrar algo"

Thomas Alva Edison

ÍNDICE

Introducción	1
Capítulo 1. Perspectivas teóricas para el análisis de la distribución del ingreso	4
1.1. Enfoques básicos para el estudio de la distribución del ingreso	4
1.1.1. Distribución funcional del ingreso	5
1.1.2. Distribución personal del ingreso	9
1.1.3. Teorías de la distribución del ingreso personal	9
1.1.3.1. Kuznets; la hipótesis de U invertida	9
1.1.3.2. La definición sectorial de Lydall	12
1.1.3.3. Arthur Lewis; el enfoque de enclaves	14
1.2. Indicadores estadísticos para el estudio de la distribución del ingreso	16
1.2.1. Curva de Lorenz	17
1.2.2. Coeficiente de Gini	18
Capítulo 2. Evidencia empírica en el análisis de la distribución del ingreso personal	22
2.1. Modelos empíricos utilizados en el análisis de la distribución del ingreso personal	22
2.2. Trabajos que confirman la hipótesis de Kuznets	23
2.3. Trabajos que no corroboran la existencia de la curva de Kuznets	31
Capítulo 3. La distribución del ingreso personal en México	43
3.1. Fuentes de datos	43
3.2. Análisis nacional de la desigualdad	44
3.3. Análisis estatal de la desigualdad	48
3.4. Análisis regional de la desigualdad	51
Capítulo 4. Determinantes de la distribución del ingreso personal; un análisis econométrico	59
4.1. Metodología econométrica	59
4.1.1. Especificación general de un modelo de datos de panel	60
4.1.2. Modelo de coeficientes constantes respecto al corte transversal y el tiempo	61
4.1.3. Modelo de efectos fijos	62
4.1.4. Contraste de efectos fijos	63
4.1.5. Modelo de efectos aleatorios	64

4.1.6. Contraste de efectos aleatorios	65
4.1.7. Elección del método: efectos fijos o efectos aleatorios	66
4.1.8. Ventajas y desventajas del uso de datos de panel	67
4.2. Base de datos	68
4.3. Estimación del modelo y sus resultados	68
Conclusiones	78
Anexos	82
• Cuadros estadísticos	83
• Gráficas	90
• Pruebas y salidas econométricas	98
Bibliografía	102

INTRODUCCIÓN

El paso a una nueva estrategia de desarrollo e inserción eficiente en la globalización a partir de los primeros años de la década de los 80's ha traído para la economía mexicana un nuevo modelo de desarrollo enfocado en el pensamiento neoliberal, el cual ha sido influenciado por la hipótesis adamsmithiana según la cual la mano invisible del mercado conduce eficientemente a los agentes económicos, privados, de manera que el mercado libre, es la mejor garantía de la óptima asignación de los recursos productivos y de mayores tasas de crecimiento del ingreso y del bienestar.

La aplicación de esta estrategia de desarrollo en México a hecho que la asignación de recursos tienda a ser más desigual. Un ejemplo de ello es la distribución del ingreso personal, en la cual se había observado una reducción en la desigualdad durante el periodo de 1968 a 1985, sin embargo, esta desigualdad tendió aumentar a partir de la consolidación de esta nueva estrategia de desarrollo.¹

Los desarrollos teóricos y empíricos que han tratado de cuantificar el grado de desigualdad en la distribución del ingreso personal en México y determinar su causa, se han basado en tomar como referencia al país como unidad básica de estudio, sin embargo, este enfoque deja de lado el estudio de la distribución regional del ingreso personal que es uno de los problemas más evidentes e inquietantes que enfrenta México en la actualidad. Esta desigualdad inhibe, desde un punto de vista económico, la integración y el desarrollo de mercados a nivel nacional y es por otra parte, causa de tensiones sociales.

Los pocos estudios que abordan esta problemática regionalmente sufren de otra deficiencia; sólo analizan un punto en el tiempo, es decir, la mayoría de los estudios no considera el espacio y el tiempo.

¹ Véase Boltvinik, Julio y Hernández, Enrique. *Pobreza y distribución de ingreso en México*. 3a ed. Siglo XXI, México, 2001. pp. 177-190

La falta de estudios de este tipo se debe a la carencia de datos adecuados para este propósito y a la complicada técnica econométrica que se necesitaría para hacer el cálculo. Afortunadamente en los últimos años el INEGI a publicado la ENIGH (Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de lo Hogares) donde podemos consultar el ingreso personal por entidad federativa para un determinado periodo de años, unido a esto el avance en técnicas modernas de econometría (como datos en panel), así como también a modernos paquetes computacionales, todo esto ha contribuido a que estos estudios se puedan hacer con más facilidad y precisión, lo cual motiva a que el presente trabajo de investigación esté enfocado a un análisis económico de carácter espacial y temporal, centrando la atención en el análisis de la distribución del ingreso personal y sus determinantes.

El estudio de los determinantes de la distribución del ingreso personal, parte del planteamiento formulado por Kuznets (1954), en el cual se plantea que existe una relación entre la distribución del ingreso y los procesos de desarrollo económico. Este autor muestra que en los inicios del desarrollo, bajos niveles de ingreso coexisten con bajos niveles de desigualdad; en las etapas intermedias tanto el ingreso como la concentración aumentan, y en los grados avanzados de crecimiento económico la desigualdad en la distribución del ingreso personal se reduce. A esta idea se le denomina hipótesis de la "U" invertida.

Por lo cual, el presente estudio se centra en la comparación de los niveles de desigualdad en la distribución del ingreso personal que registran las entidades federativas en un periodo de tiempo, con el propósito de (i) aclarar la relación existente entre la distribución del ingreso y los niveles de desarrollo económico de las entidades federativas, (ii) someter a comprobación empírica, para el caso de México, la hipótesis de Kuznets, (iii) encontrar la relación existente entre la distribución del ingreso y el nivel educativo de las entidades federativas, (iv) encontrar las diferencias

de cómo afecta el nivel de desarrollo económico y el nivel educativo a la distribución del ingreso personal en cada entidad federativa del país.

En particular se espera que el crecimiento económico, aproximado por el ingreso per cápita, para reducir la desigualdad del ingreso personal venga acompañado de un aumento del nivel educativo.

El trabajo se compone de cuatro capítulos; en el capítulo uno se presenta los dos enfoques que pueden ser utilizados para el estudio de la distribución del ingreso, así como las principales aportaciones teóricas a estos dos enfoques. También se presentan en este capítulo algunas anotaciones metodológicas para el cálculo de la distribución del ingreso, como son el coeficiente de Gini y la curva de Lorenz. En el segundo capítulo, se presenta la evidencia empírica en el análisis de la distribución del ingreso personal, donde se revisan algunos modelos econométricos que confirman o no la hipótesis de Kuznets. En el tercer capítulo, se exponen los resultados de la magnitud de la desigualdad, a nivel nacional, regional y estatal; así mismo se presentan las tendencias observadas de la desigualdad, esto se hace a través del cálculo de los deciles de ingreso, del cálculo del coeficiente de Gini y de la gráfica de la curva de Lorenz. En el capítulo cuarto, se comprueba empíricamente la hipótesis de Kuznets, así como la hipótesis de que la distribución del ingreso esta relacionada negativamente con el nivel educativo. Esto se hace mediante la estimación de un modelo econométrico con datos de panel, para ello en la primera sección de este capítulo se presenta la metodología econométrica, en la segunda sección la base de datos utilizada y en la última sección se presenta la estimación del modelo y sus resultados.

Capítulo 1. Perspectivas teóricas para el análisis de la distribución del ingreso.

1.1. Enfoques básicos para el estudio de la distribución del ingreso

La desigualdad del ingreso es un tema que a todo mundo preocupa. Tanto políticos como investigadores, académicos y estudiantes están interesados en conocer por qué la distribución del ingreso es más desigual en algunos países que en otros y reconocen los vínculos entre la desigualdad y otros fenómenos económicos y sociales. Pero ¿qué es la desigualdad?, ¿cómo se mide?, ¿cómo podemos hacer comparaciones significativas de la distribución del ingreso a través del tiempo o del espacio?, ¿cómo determinar la estructura de la desigualdad?, estas preguntas son fundamentales a la hora estudiar la distribución el ingreso.

La desigualdad puede ser entendida de distintas maneras: existen diferencias entre sí la desigualdad debe incluir conceptos éticos o simplemente significa diferencias en la distribución del ingreso. En este trabajo, el concepto de desigualdad se entenderá desde un punto de vista estadístico, diremos que una distribución es desigual si no concuerda con algún criterio previamente estipulado, en nuestro caso este criterio será el de igualdad democrática; que se refiere a que a todos les debe corresponder la misma cantidad (equidistribución)². Más adelante mostraremos que el coeficiente de Gini admite interpretarse como el grado en que se desvía la distribución efectiva de la variable con respecto a la generada por la aplicación de la norma democrática.

El estudio de la distribución del ingreso está fundado en dos enfoques generales. El primero de ellos se refiere a la distribución funcional del ingreso, es decir, la proporción de los ingresos entre los diferentes factores de la producción: tierra, trabajo y capital. El segundo enfoque, que utilizaremos en nuestro trabajo, se refiere a la

² Véase. Cortés, Fernando y Rubalcava, Rosa. *Técnicas estadísticas para el estudio de la desigualdad social*. México, El Colegio de México, 1984. pp. 11-13.

distribución personal del ingreso, esto es, la descripción de la proporción de ingresos que recibe un individuo o familia dentro de una población dada³. La distribución del ingreso personal o familiar se capta a través de las encuestas de ingresos y gastos, y la del ingreso funcional se obtiene directamente de las estadísticas de la contabilidad nacional.

A continuación examinaremos con mayor detalle estas dos formas de análisis de la distribución del ingreso.

1.1.1. Distribución funcional del ingreso

La distribución funcional del ingreso es el reparto de los ingresos que tiene lugar entre sueldos y salarios, beneficios y renta. Su análisis se realiza en estos términos generales, aunque es posible detallarlo más por sectores, ubicación y modo de producción.

Dos de las principales teorías en el análisis funcional del ingreso son las contribuciones de David Ricardo y Carlos Marx, analicemos primero a Ricardo y por último a Marx.

Para Ricardo la distribución del ingreso era el problema primordial de la economía política⁴. Su preocupación se debía a la creencia de que la teoría de la distribución era la pieza central para el entendimiento total del funcionamiento del sistema económico.

Para determinar las proporciones en que debía repartirse el ingreso nacional entre los terratenientes, capitalistas y trabajadores – clases sociales en que Ricardo dividió a la población- formuló una ley sobre la renta, una ley de salarios y una ley de

³ Véase. Martínez, Ifigenia, . *Algunos efectos de la crisis en la distribución del ingreso en México*. México, Diana y UNAM, 1992, pp. 17-30.

⁴ Véase Dobb, Maurice. *Teorías del valor y la distribución desde Adam Smith, Ideología y teoría económica*. México, Siglo XXI, 1982, pp. 109-110.

ganancias, aplicables en un momento dado y, además, otras tres leyes de distribución para regular las tendencias a largo plazo de la renta, salarios y beneficios.⁵

Al tratar la renta, Ricardo afirmó que “es aquella parte del producto de la tierra que se paga al terrateniente por el uso de las energías originarias e indestructibles del suelo”⁶; es decir, es aquella parte del ingreso que el arrendatario le paga al terrateniente, a causa de la fertilidad superior o ubicación más ventajosa de la tierra. Más aún, la renta tiende a elevarse de manera irreversible a medida que aumenta la riqueza y la población, ya que ésta necesita acudir a tierra cada vez inferior y un cultivo más intensivo de la tierra ya utilizada. De esta manera, la mayor parte del ingreso va parar a manos de los terratenientes.

Respecto a los salarios, Ricardo comienza diciendo que la mano de obra al igual que las demás cosas que se compran y se venden, tiene un precio natural y un precio de mercado. El precio natural de la mano de obra “es el precio necesario que permite a los trabajadores..., subsistir y perpetuar su raza, sin incremento ni disminución”⁷, y el precio de mercado de la mano de obra es aquél “que realmente se paga por ella, debido al juego natural de la proporción que existe entre la oferta y la demanda; la mano de obra es costosa cuando escasea, y barata cuando abunda”.⁸

Cuando el precio de mercado es mayor al precio natural, la situación de los trabajadores es próspera, debido a que reciben un mayor salario real; pero esta situación los motiva a tener más familia, lo que aumenta el número de trabajadores y, al ocurrir esto, los salarios caen, debido a que la oferta de los trabajadores es mayor que su demanda, provocando de esta manera que el precio de mercado se iguale a su precio natural. Por el contrario, cuando el precio de mercado es menor que el precio natural, la situación de los trabajadores es miserable, esta situación provoca una reducción en su número y al ser menor la oferta de trabajadores que su demanda los

⁵ Véase Ferguson, John. *Historia de la economía. México*, FCE, 1979, pp. 104-106.

⁶ David, Ricardo. *Principios de la economía política y tributación*. México, FCE, 1973, p. 51.

⁷ *Ibidem.*, p. 71.

⁸ *Ibidem.*, p. 72.

salarios suben, dando como resultado que el precio de mercado se iguale al precio natural. De esta manera los salarios reales tienden a ser constantes a largo plazo, manteniendo a los trabajadores en una situación de mínima subsistencia, determinada por la costumbre y el grado de desarrollo de cada nación.

Referente a los beneficios, Ricardo sostuvo que su monto depende de la tasa de salarios, ya que los terratenientes tienden de manera inevitable a apoderarse de una parte cada vez mayor del ingreso total; es decir las utilidades sólo pueden aumentar a expensas del salario y viceversa. A largo plazo menciona Ricardo que:

“las utilidades tienden naturalmente a decrecer, puesto que al progresar la sociedad y la riqueza, la cantidad adicional de alimentos requerida sólo se obtiene por el sacrificio de una cantidad creciente de mano de obra. Esta tendencia se ve afortunadamente contrarrestada a intervalos repetidos por la mejoras en la maquinaria empleada para la producción de los artículos necesarios, así como los descubrimientos registrados en el sector agrícola, lo cual nos permite prescindir de una gran cantidad de mano de obra que antes era necesaria y, en consecuencia, disminuir el precio de los artículos necesarios que necesita el trabajador.”⁹

Por su parte, para Marx la distribución del ingreso se ubica en el marco de la lucha entre dos clases sociales antagónicas: capitalistas y trabajadores. De tal forma son las relaciones sociales de producción las que determinan el resultado de ese conflicto. En la medida en que se trate de una economía capitalista, el ingreso tenderá a concentrarse en el sector propietario de los medios de producción, este proceso de concentración se produce a través de la apropiación, por parte de los capitalistas, de la plusvalía creada por la fuerza de trabajo; es decir, la diferencia entre el producto de la fuerza de trabajo y su costo. Éste último equivalente al salario que se mantiene, según

⁹ Ibidem., p. 92.

Marx, al nivel mínimo de subsistencia, mientras exista un exceso de fuerza de trabajo no empleada, denominada ejército industrial de reserva.¹⁰

Los capitalistas destinan la plusvalía de que se han apropiado tanto a consumo como acumulación. En la medida en que prevalezcan condiciones de competencia en los mercados, la preferencia relativa será por la acumulación, lo que genera a su vez una concentración creciente del capital en manos de los capitalistas y una distribución cada vez más desigual del ingreso. Sin embargo, tarde o temprano, la demanda de fuerza de trabajo que resulta de la acumulación por parte de las empresas capitalistas, tenderá a ser mayor que el aumento en la oferta de trabajo hasta que desaparezca el ejército industrial de reserva. El agotamiento del excedente de la fuerza de trabajo tiende, entonces, a generar un aumento de los salarios reales, a expensas del excedente de que se apropia el sector capitalista. Enfrentados a esta situación, los propietarios de los medios de producción reaccionan introduciendo cambios tecnológicos que permitan ahorrar fuerza de trabajo, lo que significa elevar la composición orgánica del capital, con esto el ejército industrial de reserva se reconstituye y los salarios reales disminuyen al mismo ritmo en que se incrementa el excedente capitalista.

La interpretación marxista señala que las tendencias concentradoras pueden revertirse, si a través de la expropiación de los medios de producción y su traspaso al Estado se alteran las relaciones al interior del sistema económico. Este proceso supone, en lo político, la toma total del poder por parte del proletariado, y sólo a partir de las dos condiciones anteriores- poder total de la clase obrera y expropiación de los medios de producción- es posible definir una nueva y más justa distribución del ingreso total.

¹⁰ Véase Foxley, Alejandro. *Distribución del Ingreso*. México, El Trimestre Económico, Núm. 7, FCE, 1978, pp. 13-16.

1.1.2. Distribución personal del ingreso.

Este enfoque considera la distribución del ingreso entre los miembros de un conjunto de unidades económicas (individuo, familia y hogar) y analiza el grado relativo de inequidad del ingreso entre determinados conjuntos de estas unidades. Que se capta a través de las encuestas de ingresos y gastos de los hogares.¹¹

1.1.3. Teorías de la distribución del ingreso personal

En la primera parte de esta sección presentaremos los elementos centrales de la teoría de Simon Kuznets. No se pretende encontrar en las líneas que siguen toda la complejidad de su planteamiento; en realidad hemos efectuado una reducción de su teoría a la medida de nuestras necesidades. La segunda parte está dedicada a considerar la contribución hecha por Lydall a la teoría de Kuznets. Por último presentamos el enfoque de enclaves elaborado por Arthur Lewis.

1.1.3.1. Kuznets; la hipótesis de U invertida

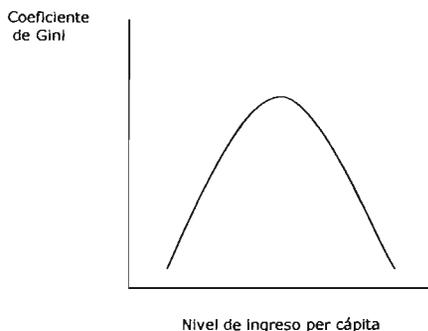
El estudio de Simon Kuznets (1954) sobre la historia económica de algunos países actualmente desarrollados (Estados Unidos, Inglaterra y Alemania), le llevó a observar una relación en forma de U invertida entre el crecimiento económico y la desigualdad en la distribución del ingreso.¹² Él planteaba que en los inicios del desarrollo, bajos niveles de ingreso coexisten con bajos niveles de desigualdad; en las etapas intermedias tanto el ingreso como la concentración aumentan, y en los grados

¹¹ Martínez, (1989), op cit., p.17.

¹² Véase. Kuznets, Simon. *Crecimiento económico moderno*. España, Aguilar, 1973.

avanzados de crecimiento económico la desigualdad en la distribución del ingreso cae. (véase gráfica 1.1)

Gráfico 1.1. Tendencia de la distribución del ingreso



Para Kuznets, en el proceso de crecimiento económico hay una serie de características que operan en el sentido de aumentar la desigualdad, mientras que otras favorecen su disminución. Las primeras tendrían mayor fuerza que las segundas en las etapas iniciales del desarrollo, situación que se revierte cuando se avanza hacia las etapas más avanzadas.

Las características que aumentan la desigualdad incluyen:

i] La mayor propensión marginal al ahorro en los sectores de mayores niveles de ingreso

ii] La desigualdad en la distribución del ingreso tiende a ser mayor en las zonas urbanas que en las rurales.

Las características que llevan a disminuir la desigualdad son:

i] tendencia a la igualación en las productividades sectoriales.

ii] disminución de la importancia relativa de los ingresos de la propiedad dentro del ingreso total.

iii] los cambios institucionales que reflejan la preocupación por la seguridad social y el pleno empleo¹³.

En lo referente a la concentración del ahorro en los grupos de ingresos mayores, únicamente los grupos que perciben ingresos elevados ahorran por ello la desigualdad del ahorro es mucho mayor que la que se presenta en la del ingreso. La consecuencia de esta elevada desigualdad del ahorro será el aumento de la concentración de activos productores de ingreso en manos de los grupos que disfrutaban de ingresos mayores, lo que tendrá como resultado el mayor incremento del ingreso de estos grupos y de sus descendientes.

El modelo de Kuznets supone una economía dual, predominantemente agraria en las primeras etapas del desarrollo y urbana en las etapas avanzadas. Según Kuznets el crecimiento económico liderado por la industria provoca el desplazamiento de la población desde el campo (asiento preferente de las actividades agrarias) hacia las ciudades (sector secundario moderno). Las migraciones rurales-urbanas implican un desplazamiento de la población, cambiando su peso relativo, por lo cual llegan a predominar los habitantes de las ciudades, que se caracterizan por exhibir mayores niveles de inequidad que los poblamientos agrarios. Éstos son los procesos por los que la distribución del ingreso es menos equitativa en las primeras etapas del crecimiento económico.

En la medida en que la industrialización avanza (y sigue creciendo el ingreso per cápita) aumenta la competencia, especialmente en el sector moderno. Lo que lleva a una disminución de las diferencias sectoriales, tanto de las ganancias como de los pagos al trabajo remunerado. Como menciona Cortés, ello supone libre competencia en los mercados laborales:

¹³ Véase. Cortés, Fernando. *Procesos sociales y desigualdad económica en México*. México, Siglo XXI, 2000, p. 20

“Esta conclusión sólo puede entenderse si recordamos algunos elementos conceptuales que le dan soporte. La teoría económica de la libre competencia menciona que en equilibrio los trabajadores ganarían un salario real equivalente a su productividad marginal física y los capitalistas la correspondiente productividad del capital. En estas condiciones cualquier diferencia sectorial de ganancias o salarios movilizará los factores correspondientes hacia los lugares donde se gana más, lo que llevará a que las tasas de ganancias y los salarios tiendan a igualarse en toda la economía. Este proceso hace que se atenúe la dispersión de los ingresos.”¹⁴

Estos procesos recién señalados se ven fortalecidos, según Kuznets, por la preocupación del Estado para alcanzar el pleno empleo y por la seguridad social.

1.1.3.2. La definición sectorial de Lydall.

A partir del planteamiento de Kuznets, Lydall define una economía constituida por dos sectores: uno tradicional y el otro moderno. El primero está formado por las actividades que emplean tecnologías simples y el segundo por las que usan tecnología y métodos de organización avanzados. En este modelo el desplazamiento de población tiene lugar desde las actividades de baja productividad hacia las de alta productividad; no necesariamente entre el campo y la ciudad.

Lydall argumenta que, en el proceso de industrialización, los desplazamientos de población se generan de las zonas de baja productividad a las de alta. Esto significa que su modelo considera la posibilidad de que los flujos migratorios vayan de los polos tradicionales a los modernos, tanto dentro del sector primario como del secundario.

La diferencia esencial entre el sector moderno y el tradicional es según Lydall, que en el caso del primero:

¹⁴ *Ibíd.*, p. 21

“se trata de un grupo de empresas que usa y mejora continuamente las técnicas modernas de producción que se basan en la división social del trabajo y maquinaria, y el segundo no hace uso generalizado de esas técnicas sea por ignorarlas, por obstáculos naturales y legales o debido a la falta de capital derivada del círculo vicioso de baja productividad y bajos ingresos”¹⁵

Las diferencias de productividad inducirán movimientos de población del sector tradicional al moderno en las actividades primarias (básicamente migración rural-rural) o en favor de los sectores modernos de la industria y servicios (desplazamientos que constituirían la base económica de la migración rural-urbana). Por lo tanto la teoría de Lydall permite considerar las migraciones del sector tradicional al moderno tanto en la dirección de las actividades primarias como hacia las secundarias y terciarias, además de movimientos laborales dentro de las zonas urbanas.

El modelo de Lydall parte del proceso de desarrollo en que la población está dedicada preferentemente a actividades primarias que se realizan en gran medida en las zonas rurales. El proceso de modernización liderado por el sector secundario conlleva el desplazamiento de población hacia las zonas urbanas. La amplia dispersión de la productividad en las actividades de los sectores industriales, servicios y comercio hace que se acentúe la concentración del ingreso; en una etapa siguiente, el progreso de la modernización económica hará que las diferencias en productividad tiendan a disminuir; este proceso, en conjunción con la política estatal orientada al pleno empleo y a la protección del trabajo, presionarán en la reducción de la desigualdad de la distribución del ingreso.

Las teorías antes mencionadas descansan en cuatro supuestos implícitos, que reflejan en gran medida las concepciones dominantes y la ideología de la época¹⁶.

¹⁵ Lydall, cit. pos., Boltvinik, Julio y Hernández, Enrique. Op cit., pp. 157y 158.

¹⁶ Véase. Cortés, *Procesos sociales...*, pp. 25-26.

1] Que el desarrollo económico se logra a través de la industrialización. Las actividades primarias pierden importancia en relación con las secundarias y terciarias

2] Que el crecimiento económico es sostenido. El crecimiento de las actividades industriales, comerciales y de servicios destruyen las formas menos eficientes de producción.

3] son modelos cerrados en los que no hay sector externo.

4] Hay una idea de un Estado keynesiano. Un Estado benefactor que busca el pleno empleo.

Es decir, son visiones de las que se deriva una visión de base industrial para el crecimiento.

1.1.3.3. Arthur Lewis; el enfoque de enclaves

Lewis aseveró que el desarrollo necesariamente debe ser desigual, porque no se inicia en todas las partes de una economía al mismo tiempo, sino que ocurre inicialmente en enclaves que incluyen al principio sólo una pequeña minoría de la población.

Para Lewis el crecimiento de un enclave puede ayudar a enriquecer a los sectores tradicionales de la siguiente manera: El enclave compra bienes y servicios al sector tradicional, da empleo a algunas personas provenientes de los sectores tradicionales, crea para sus propios fines una infraestructura que luego es utilizada por los habitantes del sector tradicional, paga impuestos, y una parte de tales impuestos financia servicios utilizados por los habitantes de los sectores tradicionales. Sin embargo, la ausencia de una difusión horizontal de estos beneficios hacia el sector tradicional en una sociedad subdesarrollada, determinada por su incapacidad para responder en forma rápida o marcada a las oportunidades económicas (cambios de

precios, aumentos de la demanda u oferta), es una de las razones de que el desarrollo amplió la desigualdad del ingreso¹⁷.

Sin embargo, Lewis menciona que los ingresos del sector tradicional pueden reducirse a consecuencia del desarrollo de los enclaves. Según Lewis, el enclave de desarrollo puede ser depredador de los sectores tradicionales porque:

1) puede arrojar a la gente de sus tierras, reducirla a la servidumbre o gravarla con impuestos para obligarla a trabajar por un salario.

2) los productos de los enclaves pueden competir con las actividades tradicionales y destruirlas.

3) es posible que el nivel salarial del enclave sea tan alto que destruya el empleo en otros sectores, al elevar el precio de oferta de trabajo por encima de la productividad marginal en tales sectores.

4) el desarrollo del enclave puede generar una polarización geográfica, el enclave atrae gran parte de los mejores cerebros, de gente con espíritu de empresa y de capital, lo que priva a los sectores tradicionales de su potencialidad dinámica¹⁸.

Como afirmaba Lewis es "probable que el desarrollo de un enclave en cualquier país particular aumente o disminuya la desigualdad del ingreso a los sectores tradicionales según que el gobierno restrinja o ayude a tales sectores, y según sea la naturaleza del enclave".¹⁹

En síntesis, podemos afirmar que:

- El razonamiento de Kuznets sugiere una hipótesis de desarrollo en el que el progreso económico, medido por el ingreso per cápita, está acompañado en sus fases iniciales por el incremento de la desigualdad en la distribución del ingreso,

¹⁷ Véase. Lewis, Arthur, *El desarrollo y la distribución*, en Cairncross, Alec y Puri, Mohinder, (Comp.). *El empleo y la distribución del ingreso y la estrategia de desarrollo económico: problemas de los países en desarrollo*. México, FCE., 1987. p. 43.

¹⁸ *Ibidem.*, pp. 44-47.

¹⁹ *Ibidem.*, p. 46.

pero esta desigualdad tenderá a disminuir en los grados avanzados del desarrollo económico. Que gráficamente se expresó en la forma de U invertida.

- El modelo de Lydall está constituido por un sector moderno y otro tradicional, en el cual el sector moderno tiene actividades de alta productividad y el sector tradicional actividades de baja productividad, y estas diferencias de productividad inducirán movimientos de la población del sector tradicional al moderno. La amplia dispersión de la productividad entre los sectores tenderá a disminuir según Lydall, por el progreso de la modernización económica que hará que las diferencias de productividad tiendan a disminuir y que este proceso presionará en la reducción de la desigualdad de la distribución del ingreso.
- El razonamiento de Lewis sugiere que el desarrollo necesariamente debe ser desigual ya que no se inicia en todas las partes de una economía al mismo tiempo, sino que este ocurre inicialmente en enclaves que incluyen al principio una pequeña parte de la población. Para Lewis el desarrollo de un enclave en cualquier país puede aumentar o disminuir la desigualdad del ingreso según el gobierno apoye o no a las zonas o sectores con menos desarrollo y depende también de la naturaleza del enclave.

1.2. Indicadores estadísticos para el estudio de la distribución del ingreso.

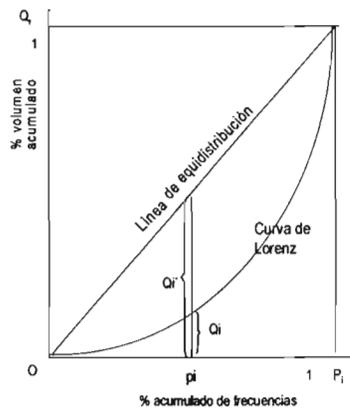
Entre los indicadores más utilizados para el estudio de la distribución del ingreso se encuentran la varianza de los logaritmos, el coeficiente de Theil, el coeficiente de Gini y la curva de Lorenz. Aunque también existe un gran número de medidas estadísticas

de dispersión y concentración que pueden utilizarse para estos fines²⁰. Para nuestro estudio nosotros utilizaremos solamente el coeficiente de Gini y la curva de Lorenz.²¹

1.2.1. Curva de Lorenz

Max Otto Lorenz propuso la curva que lleva su nombre en 1905 para comparar y analizar la inequidad de la riqueza en un país durante diferentes épocas, o en distintos países en el mismo periodo. A partir de entonces, la curva ha sido extensamente utilizada como un mecanismo gráfico apropiado para resumir la información colectada sobre la distribución del ingreso. (véase gráfica 1.2)

Gráfica 1.2. Curva de Lorenz



Fuente: Cortés y Rubalcava, (1984) p. 51

La curva traza en el eje horizontal el porcentaje acumulado de frecuencias (personas) y en el eje vertical el porcentaje de volumen acumulado (ingreso ordenado)

²⁰ Véase. Cortés Y Rubalcava, op cit., Cáp. 2 y 3

²¹ El coeficiente de Gini se escogió debido a que satisface las condiciones de Piguó-Dalton, la de cambio relativo y la de cambio de escala. Y la Curva de Lorenz se utilizó ya que es uno de los pocos indicadores gráficos de la distribución del ingreso que existe.

de menor a mayor) Si consideramos que el ingreso se distribuye equitativamente, la curva sería aquella en que a un tanto por ciento de personas (p_i) le correspondiese el misma tanto por ciento de ingreso (Q_i), es decir, debería ser $p_i = Q_i$. Su representación gráfica coincidiría con la línea de equidistribución. Por el contrario, si todo el ingreso estuviese concentrado en una sola persona, la curva de Lorenz coincidiría con los catetos del triángulo dibujado bajo la línea de 45°.

Entre estos dos extremos teóricos se suele situar en la práctica la curva de Lorenz, de manera que cuanto más próxima a la línea de equidistribución se encuentre, mejor será la distribución del ingreso, y cuanto más se aleja de la línea de 45°, empeorará la distribución del ingreso.

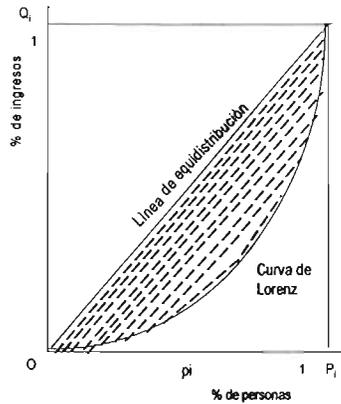
1.2.2. Coeficiente de Gini

El estudio de la distribución del ingreso se complementa con el cálculo de una medida de desigualdad conocida como el coeficiente de Gini. Este coeficiente es un indicador que surge de la representación gráfica de la distribución del ingreso en la curva de Lorenz. Fue desarrollado por el sociólogo italiano Corrado Gini en 1912, como una nueva medida de concentración del ingreso y es uno de los indicadores más utilizados.²²

Este indicador se calcula como el coeficiente entre el área comprendida entre la curva de Lorenz y la línea de equidistribución – representada en la grafica 1.3 por medio del área rayada- teniendo un valor entre 0 y 1. Muestra mayor desigualdad entre más próximo a 1, y menos desigualdad entre más próximo a 0. Los casos extremos son; una distribución perfectamente equitativa, donde el coeficiente tendría un valor de 0, y una desigualdad perfecta, en este caso el coeficiente tendría el valor de 1.

²² Véase. Sen, Amartya. *Sobre la desigualdad económica*. España, Editorial Critica, 1979. p.45

Grafica 1.3. Representación Gráfica del coeficiente de Gini



Fuente: Sen, Amartya. *Sobre la desigualdad económica*. España, Editorial Critica, 1979. p. 51

La fórmula que utilizamos en este trabajo, para calcular el coeficiente de Gini para datos agrupados, es²³:

$$G = 1 - \sum_{i=1}^m p_i (Q_i + Q_{i-1})$$

Donde:

G = Coeficiente de Gini

P_i = Porcentaje de personas en el estrato i

$$Q_i = \frac{\sum_{j=1}^i x_j n_j}{\sum_{j=1}^k x_j n_j}$$

Siendo:

x_i = La media de los ingresos de las personas en el estrato i

n_i = El número de personas en estrato i

²³ Ibid., pp. 107-114

El coeficiente de Gini es una valoración cuantitativa del grado de concentración que existe en el ingreso y es útil para analizar la evolución de la desigualdad en el tiempo o el grado relativo de desigualdad entre regiones o grupos sociales. Sin embargo, los indicadores de concentración deben cumplir con algunos criterios, y el coeficiente de Gini no es la excepción, estos criterios son²⁴:

1) La medida de distribución debe ser invariable a las transformaciones proporcionales o cambio de escala.

Por ejemplo, si aplicamos un coeficiente de desigualdad a una distribución de frecuencias y obtenemos como resultado que el grado de desigualdad es igual al valor numérico k , al cambiar la unidad de medida de la variable el valor del indicador deberá seguir siendo igual a k .

2) La medida de distribución debe cumplir con la condición Pigou-Dalton. A la distribución de frecuencias de una variable se le aplica una medida de desigualdad y se obtiene un grado de concentración. Si de la cantidad que corresponde a una unidad más favorecida se le quita una parte para dárselo a una perjudicada, el indicador propuesto debe reflejar una reducción en el nivel de desigualdad. Es decir, en tanto se apliquen redistribuciones sucesivas a favor de los casos que menos ingresos tienen, más debe caer el coeficiente de desigualdad, es decir, nos debemos de aproximar a la equidistribución. De forma contraria, deberá ser creciente en la medida en que la transferencias favorezcan a los beneficiados en perjuicio de los desfavorecidos, tal es la condición Pigou-Dalton.²⁵

3) La condición de cambio relativo. Este requisito exige de los indicadores una sensibilidad diferencial para marcar cambios en los grados de concentración según el nivel en que se realicen las transferencias.

²⁴ Ibid., pp. 25-33

²⁵ Para una explicación más formal de esta condición se puede consultar los trabajos de: Dalton, H. The Measurement of the Inequality of Incomes. Economic Journal, vol. 30, 1920. y Pigou, A.C. Wealth and Welfare. Macmillan, Londres, 1912.

El criterio de cambio relativo exige que la medida de desigualdad experimente una caída mayor si la redistribución del ingreso se hace contra los más favorecidos, y a favor de los que menos tienen, que si la transferencia favorece a las capas medias.

Si un indicador cumple con la condición de cambio relativo también satisface el criterio de Pigu-Dalton porque como hemos visto, la única exigencia que impone este último es que haya una relación directa entre el nivel de desigualdad y su indicador. Pero, una medida que posea la propiedad de Pigu-Dalton no necesariamente cumple con el criterio de cambio relativo.

Una de las ventajas del coeficiente de Gini es que resume en una sola cifra la información expresada en la curva de Lorenz, siendo más fácil comparar la concentración del ingreso entre dos o más tipos de distribución. Sin embargo, es al mismo tiempo uno de los inconvenientes de este indicador, ya que, si bien el coeficiente mide la concentración del ingreso y sus cambios, no permite identificar a quiénes beneficia o perjudican estos cambios.

Capítulo 2. Evidencia empírica en el análisis de la distribución del ingreso personal.

2.1. Modelos empíricos utilizados en el análisis de la distribución del ingreso personal.

A partir del patrón de distribución del ingreso que se presenta en varios estados de desarrollo y que, según Kuznets, tiene la forma de U invertida, se han publicado numerosos trabajos que buscan establecer la tendencia que sigue la distribución del ingreso ante el crecimiento económico.

La hipótesis de Kuznets ha sido contrastada, por la mayoría de los investigadores del tema, con base en observaciones de corte transversal, a pesar de estar relacionada con fenómenos de carácter eminentemente temporales. Este tipo de estudios tiene limitantes que han dado cabida a la existencia de disparidades en los resultados de los trabajos realizados en el tema²⁶. Dichas disparidades se relacionan, como se verá a lo largo de este capítulo, con la selección de la muestra, de los datos de ingreso y de los indicadores de desigualdad, así como con la especificación de las formas funcionales para la relación desigualdad y desarrollo, entre otros.

En este capítulo se exponen los resultados de la literatura más sobresaliente sobre este tema. Todos los trabajos presentados aquí utilizan la perspectiva de análisis de la distribución del ingreso personal y predominan los estudios de corte transversal.

La exposición de la bibliografía revisada ha sido dividida en dos secciones. En la primera de ellas, se presenta los trabajos que confirman una relación entre ingreso per cápita y distribución del ingreso en forma de U invertida. Posteriormente, se agrupa la literatura que no ha encontrado tal relación o en que la relación es muy débil.

²⁶ Véase la sección 2.3 de este capítulo.

2.2. Trabajos que confirman la hipótesis de Kuznets.

El trabajo de Chenery Hollis y Moises Syrquin (1975) estudió la tendencia de la desigualdad del ingreso entre los grupos receptores de ingreso superior, medio y bajo para 55 países en 1965.

Los resultados obtenidos de la aplicación de una ecuación de regresión logarítmica a dos índices de desigualdad fueron los siguientes: 20 por ciento de la población con ingresos más altos y 40 por ciento de la población con ingresos más bajos resultaron ser significativos y confirman la hipótesis de la U invertida. Las estimaciones del trabajo econométrico muestran que a niveles bajos de ingreso la participación del 40 por ciento más bajo en el PNB cae, mientras que la participación del 20 por ciento más alto aumenta. A niveles de ingreso más alto esta tendencia se revierte. (ver cuadro 2.1).

Un trabajo más reciente que corrobora la existencia de la curva Kuznets es el de Susan Randolph y William Lott (1993). Su estudio parte de la crítica al artículo de Rati Ram publicado en 1998, el cual rechazaba la existencia de la curva de Kuznets (ver siguiente sección de este capítulo). Según estos autores, la especificación funcional de Ram presenta serios problemas de multicolinealidad que, junto con otros problemas de selección de datos y tamaño de la muestra, explican el por qué del soporte limitado a la hipótesis de Kuznets

Identificados los problemas de multicolinealidad derivados del uso del modelo logarítmico restringido presentado por Ram (1988), Randolph y Lott prueban el uso de especificaciones alternativas para corregir el problema. A través de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios en la relación de Kuznets para las dos ecuaciones tradicionales y cinco alternativas, para las tres medidas de desigualdad utilizadas por Ram. (en el cuadro 2.1 se muestran estas siete ecuaciones)

También investigaron la pertinencia de incluir una submuestra incluyendo sólo países subdesarrollados, argumentando para tal motivo que estos países son diferentes de los actualmente desarrollados, aplicando para ello la prueba de Chow (1960) de cambio estructural. Los resultados determinaron que los países subdesarrollados están en la misma curva de U invertida que la de los países actualmente desarrollados.

En un trabajo posterior al publicado en 1988, Ram (1995) va encontrar la solución a muchos de los problemas señalados por Randolph y Lott (1993). A través de la imposición de la restricción del término constante igual a cero, en un modelo simple típicamente usado en la investigación de la hipótesis de la U invertida, el cual relaciona una medida de desigualdad con el nivel de ingreso promedio o PIB per cápita y su cuadrado Ram muestra que este tipo de modelo es más apropiado que los modelos convencionales en las pruebas de la hipótesis de Kuznets, ya que arroja un mayor soporte a dicha hipótesis. El razonamiento para la restricción sugerida por el autor es que cuando el ingreso medio es cero, existe una perfecta equidad, por lo que el único valor admisible para el término constante es también cero.

La especificación simple de los modelos elaborados en las investigaciones de la curva de Kuznets en la cual una medida de desigualdad (INEQ) es relacionada con el ingreso promedio o el PIB per cápita (RY) y su cuadrado (RY²), es la siguiente:

$$INEQ = a + bRY + cRY^2 \quad (2.1)$$

Ram impone una restricción al término constante (a) y, adicionando un término de error estocástico, reescribe la ecuación en la versión econométrica para probar la hipótesis de Kuznets en los países subdesarrollados, como se muestra enseguida:

$$INEQ = bRY + cRY^2 + u \quad (2.2)$$

Esta ecuación la aplicó en 36 países subdesarrollados y utilizó dos medidas de desigualdad: coeficiente de Gini e índice de Theil.

De las estimaciones de la ecuación convencional y la ecuación con restricción elaborada por él mismo para el índice de Theil y de Gini, el autor concluye que cuando la especificación convencional es usada, el ajuste de los modelos es modesto y el soporte para la hipótesis es confuso, mientras que la precisión de las estimaciones medidas por la t-estadística y el grado de soporte para la hipótesis mejora considerablemente en todos los casos cuando el término constante es restringido a cero.

En la misma tónica, Jha Sailesh (1996) analiza los problemas derivados de la variación de la distribución del ingreso entre países pero, a diferencia de otros trabajos (Ram, 1988, 1995 y Randolph y Lott, 1993), este autor considera que la mayor parte de la variación de la distribución del ingreso se debe a las características del país y no a los problemas de compatibilidad de los datos.

Para el estudio de la relación entre desigualdad y desarrollo Sailesh utilizó el modelo tradicional que incluye el logaritmo del PIB per cápita (LNGDPPC) y el cuadrado de este término (LNGDPPC²), dos variables relacionadas con niveles de educación primaria (PRIMATTN) y secundaria (SECTTN), una variable de crecimiento rezagada a 5 años (GROWTHRA) y una variable dummy para representar a los países socialistas (Hungría, Polonia y Yugoslavia), en el cuadro 2.1 es posible apreciar la ecuación utilizada por el autor.

Para la construcción de su ecuación utilizó como variables de distribución del ingreso los datos referidos a la proporción total del ingreso del 20 por ciento de la población más pobre, la proporción del ingreso total del 40 por ciento de la población más pobre,

la proporción del ingreso total del 20 por ciento de la población más rica y el coeficiente del ingreso del 20 por ciento más rico al 40 por ciento más pobre. El periodo de tiempo utilizado fue el de 1960-1992.

Los resultados del análisis de Sailesh corroboraron la hipótesis de Kuznets para todas las medidas de desigualdad, sosteniéndose estos resultados cuando la muestra es restringida a países subdesarrollados. Los resultados también son fuertes cuando incluye las variables de escolaridad y tasa de crecimiento.

Cuenin (2002) utilizando un método de estimación de datos de panel para determinar qué explica la desigualdad en la distribución del ingreso en algunas ciudades Argentinas estimó la siguiente ecuación:

$$G_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{it} + \beta_3 + Z_t + U_{it} \quad (2.3)$$

$$U_{it} = v_i + d_t + e_{it} \quad (2.4)$$

Donde G_{it} es el valor del coeficiente de Gini para la ciudad i en el periodo t , X_{it} un vector de variables explicativas que varían en el tiempo y por ciudad (nivel de desarrollo aproximado por el PIB per cápita, laborales; tasa de desempleo, empleo sectorial, participación femenina en la oferta laboral, educativas; nivel de formación, heterogeneidad educacional y demográficas; tamaño de los hogares, población), Z_t es un vector de variables que solo cambian en el tiempo (nivel de apertura de la economía, tasa de inflación, gasto publico; en seguros de desempleo, asignaciones familiares y promoción y asistencia social e inversión en capital físico), y el termino de error U_{it} que se compone de tres elementos v_i y d_t que captan el efecto de factores

relevantes no incorporados al modelo que cambian por ciudad y en el tiempo respectivamente y e_{it} es un error puramente aleatorio.

Cuenin llega a la conclusión de que existe evidencia de que aquellas ciudades que presentan un menor nivel de desigualdad tienden a observar una amplia difusión de la educación (secundaria y superior), una relativa estabilidad en la estructura sectorial del empleo, bajos niveles de desocupación y un nivel de desarrollo alto (o alternativamente muy bajo) que avalaría la hipótesis de Kuznets. En tanto que la evolución que ha seguido la desigualdad durante los años de 1990 ha estado en gran parte asociada al comportamiento de los precios, la inversión, aciertos componentes del gasto público y menor medida, al nivel de apertura de la economía.

Finalmente, Cuenin justifica la utilización del índice de Gini como indicador del nivel de desigualdad, ya que al utilizar otro índice de desigualdad como el de Theil o el Atkinson no varían los resultados, ya que estos índices se encuentran muy correlacionados.

Un estudio realizado para México, que contrasta la hipótesis de Kuznets, es el de Jorge Velázquez (1996). Él busca establecer un patrón de comportamiento entre el Producto Interno Bruto per cápita (PIBP) de las entidades federativas y algunos índices de desigualdad entre ellos el Gini. Para ello utiliza una muestra del uno por ciento del censo XI Censo General de Población y Vivienda de México 1990, con base en la cual calcula los índices de desigualdad.

Su modelo es de corte transversal y estima 15 ecuaciones, donde emplea como variables dependientes las medidas de desigualdad (Gini, Theil, Varianza de los Logaritmos, Atkinson 1 y atkinson 2), como variables independientes utilizó el PIBP, ésta misma variable elevada al cuadrado y la inversa del PIBP. En todos los casos el coeficiente del PIBP es negativo, sin embargo muy bajo (-0.003 y -0.0004) y el PIBP al cuadrado presenta un signo positivo también para todos los casos.

Cuadro 2.1. Trabajos que confirman la hipótesis de Kuznets

Autor	Muestra/ periodo	Modelo	Variables dependientes (medidas de distribución del ingreso)	Variables explicativas	Resultados
Chenery y Syrquin (1975) ^{a1}	55 países/ 1965	$SI = a + bInY + C(lnY)^2 + u$	Participación del Ingreso del 20% más alto y participación del ingreso del 20% más bajo	PNB en dólares de 1964	Las estimaciones del trabajo econométrico muestran que a niveles de bajos ingresos la participación del 40% más bajo en el PNB cae, mientras que la participación del 20% más alto aumenta. A niveles de ingresos más altos esta tendencia se revierte
Susan Randolph y William Lott (1993) ^{a1}	25 países/ distintos años, entre 1967 y 1976	<ol style="list-style-type: none"> 1. $INEQ = a_0 + a_1InY + a_2(InY)^2 + u$ 2. $INEQ = a_0 + a_1Y + a_2Y^2 + u$ 3. $INEQ = a_0 + a_1InY + a_2Y + u$ 4. $INEQ = a_0 + a_1Y + a_2(1/Y) + u$ 5. $INEQ = a_0 + a_1Y + a_2(1/InY) + u$ 6. $INEQ = a_0 + a_1Y + a_2\{(1/InY)^2\} + u$ 7. $INEQ = a_0 + a_1Y^2 + a_2(1/Y^2) + u$ 	Participación del ingreso del 20% más pobre, participación del ingreso del 40% más pobre y el coeficiente de Gini.	PNB en dólares a precios de 1980	Las distintas formas funcionales les permitieron corroborar que 1) los países actualmente subdesarrollados están en la misma curva de Kuznets que la de los países desarrollados por lo que puede esperarse que en los primeros se incremente la desigualdad en el curso de crecimiento (esta conclusión es sensible a la selección de la muestra). 2) El punto de inflexión hacia la igualdad en la curva de Kuznets depende de la medida de Inequidad utilizada, siendo el coeficiente de Gini el primero cambiar.
Ram (1995) ^{a1}	36 países sub-desarrollado s/ distintos años, entre 1950-1985	$INEQ = a + bRY + cRY^2 + u$ Donde $a = 0$	Coeficiente de Gini e Índice de Theil	PNB en dólares a precios de 1980	Considera que la supresión del intercepto en el modelo convencional de la relación de Kuznets ($a=0$) mejora considerablemente el soporte para la prueba de la U invertida aún para la muestra restringida a países subdesarrollados.

Continuación

Autor	Muestra/ período	Modelo	Variables dependientes (medidas de distribución del ingreso)	Variables explicativas	Resultados
Sailesh Jha (1996) ^{b1}	Distintos años, entre 1966-1992	$INCDis_{it} = f(LNGDPPC, LNGDPPC^2, PRIMATTN, SECATTN, GROWTHRA, DUMMY)$	Participación del ingreso del 20% más pobre, participación del ingreso del 40% más pobre, la proporción del ingreso total del 20% más rico y el ratio del ingreso del 20% más rico al 40% más pobre.	PIB per cápita en dólares a precios de 1987, el porcentaje de la población con escolaridad primaria y secundaria en el total de la población, una variable de crecimiento rezagada 5 años y una variable dummy para representar a los países socialistas; Hungría, Polonia y Yugoslavia.	El trabajo corrobora la hipótesis de Kuznets para todas las medidas de desigualdad, sosteniéndose cuando la muestra es restringida a países subdesarrollados; también son fuertes las evidencias cuando incluye las variables de escolaridad y tasa de crecimiento.
Jorge Velázquez (1996) ^{a2}	México/ 1990	1. $D = B_0 + B_1(PIBPC) + B_2(PPC) + u$ 2. $D = B_0 + B_1(PIBPC) + u$ 3. $D = B_0 + B_1(INVPIBPC) + u$	Coficiente de Gini, varianza de los logaritmos, índice de Theil, coeficiente de Atkinson 1 y 2	PIB per cápita, el cuadrado del PIB per cápita (PPC), y la inversa del PIB per cápita.	Corrobora que existe una relación negativa entre el grado de desarrollo de las regiones y la distribución del ingreso, y que nos encontraríamos en la parte descendente de la curva de Kuznets.
Fernando Cuenin (2002) ^{b3}	18 Ciudades argentinas/ 1992-2002	$G_{it} = B_0 + B_1X_{it} + B_2Z_{it} + U_{it}$	Coficiente de Gini	PIB per cápita, tasa de desempleo, tasa de terminación secundaria, población nivel de apertura de la economía, tasa de inflación, gasto público	El trabajo corrobora la hipótesis de Kuznets. Las ciudades que presentan una amplia difusión de la educación presentan un menor nivel de desigualdad.

Notas. ^a Estimación por mínimos cuadrados ordinarios con datos de corte transversal.

^b Estimación por mínimos cuadrados ordinarios con datos de panel.

Fuente: ¹ Gaona, Claudia. *Crecimiento y distribución del ingreso*. Tesis de grado, UNAM, México, 2004. pp. 20,21

² Jorge, Velázquez. *Desarrollo regional y distribución del ingreso*. Tesis de grado, ITAM, México, 1996.

³ Cuenin, Fernando. *Diferencias regionales en la distribución del ingreso: Argentina 1992- 2000*. Tesis de maestría, Universidad Nacional de la Plata, 2002.

2.3. Trabajos que no corroboran la existencia de la curva de Kuznets²⁷

Entre estos trabajos se encuentra el estudio de Irma Adelman y Cynthia Taft Morris (1973). Ellas investigaron los determinantes de la distribución personal del ingreso entre 43 países subdesarrollados de bajos ingresos –desde economías de subsistencia hasta las economías que se acercan a las más desarrolladas- a través de una prueba econométrica aplicada a tres índices de desigualdad, utilizando datos de la distribución del ingreso por deciles referida al periodo 1957-1962.

Bajo estas consideraciones, el trabajo sugiere que, cuando comienza el crecimiento económico a través de la expansión de un estrecho sector moderno, la desigualdad en el ingreso aumenta en forma considerable como efecto de la reducción de la porción del ingreso que recibe el 60 por ciento más pobre así como del 20 por ciento intermedio y el aumento, a su vez, de la participación del ingreso del estrato del 5 por ciento más rico. Este último se ve beneficiado, particularmente, cuando se encuentra asociado con el dominio político y económico de elites tradicionales o de inmigrantes.

En lo que respecta al segmento intermedio de la población, descubrieron que la superación de la fase acentuada de dualismo puede traer como resultado un mejoramiento en su posición bajo dos estrategias de desarrollo posibles: 1) en el caso de contar con abundancia de recursos naturales, los adelantos sociales y económicos combinados con esfuerzos por mejorar los recursos humanos y expandir la participación política pueden favorecer al sector intermedio. 2) En caso de no disponer de abundantes recursos naturales, este segmento de la población se puede ver beneficiado a través del desarrollo de un sector diversificado de manufacturas para la exportación, respaldado por un papel activo del gobierno así como de las instituciones financieras. Cuando no se registra una de estas estrategias, el crecimiento económico posterior a la superación del dualismo económico trae como resultado el

²⁷ O con una relación débil.

empeoramiento de la posición del quintil intermedio y los beneficios del cambio económico los obtiene el 20 por ciento superior de la población.

Adelman y Morris encontraron que, a pesar de un cambio de crecimiento de forma acentuadamente dualista a uno más ampliamente basado en el sector no tradicional, el 40 por ciento de la población más pobre continúa empeorando su posición dentro de la participación de los ingresos totales. Las variables que estas autoras consideran significativas para explicar el empeoramiento del 40 por ciento más pobre de la población fueron la inflación, el crecimiento demográfico, el cambio tecnológico, la comercialización del sector tradicional y la urbanización.

Los resultados del análisis de Adelman y Morris indican que tanto el subdesarrollo económico extremado, como los altos niveles de desarrollo económico se relacionan con mayor igualdad de ingresos; entre dichos extremos, una distribución más equitativa del ingreso generalmente se asocia con un nivel más bajo de desarrollo. Esto sugiere que el proceso de modernización económica cambia la distribución del ingreso a favor de la clase media y los grupos de ingresos superiores en detrimento de los grupos de ingresos más bajos.

Esta dinámica del desarrollo que actúa contra los pobres, dicen, se verifica con la muestra, ya que sólo en los niveles elevados de desarrollo de los países considerados el crecimiento económico está positivamente correlacionado con la equidad del ingreso. En ausencia de políticas de desarrollo "solamente las naciones más altamente desarrolladas durante el periodo estudiado (Argentina, Chile, Formosa, Israel) tuvieron una distribución del ingreso tan pareja como la de los países que virtualmente no habían experimentado desarrollo alguno (Dahomey, Chad, Níger)"²⁸

A partir de los resultados descritos arriba, Adelman y Morris concluyen que el desarrollo va acompañado de un deterioro absoluto y relativo del ingreso medio de la población de menores ingresos. En efecto, las primeras etapas del crecimiento dualista

²⁸ Gaona, op. cit., p. 34.

van acompañadas del deterioro de la participación del 60 por ciento más pobre de la población, y el desarrollo económico ulterior mejora la posición de estos grupos de ingresos medios de la economía, pero no asegura por sí solo un mejoramiento de la porción del 40 por ciento de la población más pobre, la cual continúa empeorando a medida que los países se mueven a patrones de crecimiento menos dualistas a menos de que se hagan grandes esfuerzos por mejorar y expandir recursos humanos.

Esta conclusión de Adelman y Morris, plantea que si bien el crecimiento económico reduce la desigualdad, no asegura la mejora automática del grupo del 40 por ciento más pobre de la población, se encuentra presente también en el trabajo realizado por Gustavo Papenek y Oldrich Kyn (1986). En dicho trabajo, los resultados dependen del indicador de desigualdad que se emplee, teniendo que se corrobora la existencia de la curva de Kuznets para el coeficiente de Gini, mientras que se rechaza para el 40 por ciento de la población más pobre.

Papenek y Kyn (1986) elaboraron dos pruebas para el análisis de la curva de Kuznets, una de corte transversal y otra de series de tiempo, utilizando un modelo que incluía, además de la variable ingreso y su cuadrado, variables cualitativas referentes a factores sociales, económicos y regionales.

Los resultados de la prueba de corte transversal realizados por estos autores, que establecían el supuesto de que las curvas de Kuznets de corte transversal y de series de tiempo son idénticas, confirmaron la hipótesis de U invertida. Sin embargo, la curva de Kuznets por sí sola explicaba una parte relativamente pequeña de la variación total en la inequidad del ingreso. Las variables más significativas para explicar la desigualdad del ingreso en el caso del coeficiente de Gini fueron las correspondientes a los factores sociales y, en alguna medida, los factores regionales, mientras que los coeficientes de las variables de los factores económicos resultaron ser no significativos. En el caso del indicador de la proporción del 40 por ciento más pobre de la población,

la curva de Kuznets se volvió no significativa tan pronto como la variable de educación fue introducida en la regresión.

Siendo ambigua la evidencia de la estabilidad de la curva de Kuznets, estos autores ejecutan una regresión adicional, esta vez utilizando una submuestra con observaciones de países en dos o más puntos en el tiempo, asumiendo que todos los países tienen curvas de Kuznets individuales paralelas con idénticas pendientes pero con niveles de desigualdad del ingreso específico para cada país. Los resultados indican que para el coeficiente de Gini, la curva de Kuznets tiene signos positivos y valores muy similares a los de corte transversal. Sin embargo, son significativos tan sólo a un nivel de 10 y 20 por ciento. Para el grupo de la proporción del 40 por ciento más pobre, los resultados no son favorables: ellos tienen signos negativos y no significativos.

De esta última prueba concluyen que:

"1) el efecto de Kuznets no se mantiene cuando se emplea el indicador de la proporción del 40 por ciento más pobre de la población, 2) que el soporte empírico de la curva de Kuznets por el coeficiente de Gini es débil y está condicionado por el periodo de tiempo incluido, 3) que no existe una clara relación entre una alta tasa de crecimiento económico y una distribución del ingreso más equitativa y 4) las variables más significativas para explicar la distribución del ingreso de acuerdo con su modelo son la educación, las exportaciones primarias y la estructura socio-política dualística, mientras que la intervención del gobierno y las exportaciones manufactureras resultaron ser no significativas."²⁹

Ram (1988) plantea que el problema de la obtención de datos de la distribución del ingreso y el ingreso per cápita comparables distorsiona los resultados de los estudios para la comprobación del patrón de U invertida. Partiendo de esta observación, trata

²⁹ Gaona, op. cit., p.36.

de analizar la relación entre desarrollo y distribución del ingreso para 32 países: 8 desarrollados y 24 subdesarrollados. Ram construye un modelo simple de inequidad del ingreso para tres medidas de desigualdad: coeficiente de Gini, el ingreso del 20 por ciento de las familias más pobres, la proporción del ingreso del 40 por ciento más pobre de las familias, con respecto al PIB per cápita en dólares comparables internacionalmente por medio de una ecuación de regresión lineal logarítmica comúnmente utilizada del tipo:

$$YINQ = a_0 + a_1 \ln Y + a_2 (\ln Y)^2 + u \quad (2.5)$$

Donde: YINQ representa un índice de inequidad; Y es PIB (ingreso) per cápita y sirve como una medida de nivel de desarrollo económico; \ln , denota el logaritmo natural de la variable y u es el término de error estocástico.

Los resultados obtenidos de aplicar la ecuación indican que, cuando se emplea la muestra completa de los 32 países, los coeficientes estimados de los términos del ingreso así como la F estadística de la regresión muestran una alta significación estadística, la cual sufre una caída importante cuando el ejemplo es limitado a los 24 países subdesarrollados. Por otro lado, los resultados basados en las medidas convencionales de PIB per cápita sostienen más la hipótesis de la U invertida que aquellos derivados del PIB per cápita en dólares internacionales. Finalmente, señala que existen variaciones en los resultados derivados del uso de los tres índices de desigualdad. Mientras que las estimaciones basadas en la proporción del ingreso del 20 por ciento de las familias más pobres proveen un mayor soporte para la hipótesis de la curva de Kuznets que las otras dos medidas, la estimación derivada de la ecuación del coeficiente de Gini parece proveer el menor soporte para la hipótesis.

Un trabajo que ha tratado de superar las limitantes que representa el uso de datos de corte transversal y la inclusión de países subdesarrollados es el artículo publicado en 1998 de Klaus Deininger y Lyn Squire.

Deininger y Squire (1998) observaron que, países con niveles iniciales de ingreso per cápita pequeños, crecieron rápidamente sin experimentar un incremento en la desigualdad. Mientras que otros países que dejaron de crecer no fueron inmunes a la posibilidad de considerables oscilaciones en las medidas de desigualdad. Por lo que sugieren que más que estar gobernada por una ley universal inamovible, la evolución de la distribución del ingreso es afectada por condiciones iniciales y posibles políticas. Tratando de solucionar el problema de los intentos anteriores para probar la curva de Kuznets, Deininger y Squire proponen la utilización de un modelo que tome en cuenta interceptos específicos de países y coeficientes para las variables de ingreso para una muestra de 86 países, de acuerdo al modelo econométrico del tipo:

$$GINI_{it} = A_i + B_i(Y_{it}) + C_i\left(\frac{1}{Y_{it}}\right) + DS + u \quad (2.6)$$

Donde i representa el país, t el tiempo, Y_{it} y $1/Y_{it}$ representa el ingreso real per cápita y su inversa, respectivamente, y S es una variable dummy para países socialistas.

Con base en esta regresión general realizaron estimaciones alternativas para probar la existencia de la curva de Kuznets. La primera de ellas, basada en datos de corte transversal, da alguna evidencia de la existencia de la curva de Kuznets. Sin embargo, este resultado es sensible a la inclusión de una variable dummy para América Latina. Al introducir en la ecuación general una dummy para las observaciones de América Latina desaparece dicha curva, sugiriendo que los resultados de corte transversal son

afectados por el ingreso medio de los Países de América Latina, que están caracterizados por una alta desigualdad.

Corroborando los problemas que implican el uso de datos de corte transversal y ayudados por el carácter de series de tiempo de los datos colectados por estos autores. Les permite estimar un modelo en diferentes puntos en el tiempo. Esta nueva estimación a través de datos de panel no provee un soporte a la hipótesis de la curva de Kuznets. Los coeficientes del ingreso y su inversa (B_i y C_i) revierten su signo y pierden significancia, sugiriendo que no existe relación entre la evolución del ingreso y la tendencia de la desigualdad. Además, la adición de una variable dummy para distintos interceptos da como resultado el rechazo de la idea de interceptos iguales y, por tanto, de la hipótesis de la curva de Kuznets universal.

Estos autores consideran que la ausencia de una curva de Kuznets universal no necesariamente implica que no exista para los países de forma individual, por lo que estiman la especificación de corte transversal antes escrita con parámetros propios para cada país, a un nivel de confianza del 5 por ciento. Los resultados obtenidos de 40 países de una muestra de 49 revelan que no hay una significación estadística de una U invertida entre el nivel de ingreso y desigualdad. Para 5 países más, alrededor del 10 por ciento de la muestra. Los datos apoyan la existencia de una U invertida. Los 4 restantes sugieren la presencia de una relación en forma de U, más que de una U invertida

Deininger y Squire concluyen que la hipótesis de U invertida propuesta por Kuznets no puede ser verificada en los datos o no es relevante para países subdesarrollados.

Un trabajo muy parecido al presentado por Deininger y Squire (1998), pero con importantes diferencias en los resultados, es el trabajo expuesto por Samuel Morley (2000). Este autor, realizó un modelo econométrico para detectar las relaciones sistemáticas entre el nivel de ingreso además de otras variables cuantitativas y cualitativas, y la distribución del ingreso familiar con datos de panel para una muestra

de 16 países latinoamericanos. El modelo de Morley, expuesto enseguida, determina conjuntamente la curva de la U invertida y los determinantes de la distribución del ingreso.

$$GINI_{it} = A_i + B_i Y_{it} + C_i \left(\frac{1}{Y_{it}} \right) + DZ_{it} + ER_{it} + FSi + HT + U \quad (2.7)$$

Donde Y es el ingreso, Z es un vector de variables como inflación, distribución de la tierra o educación, R es un índice de reforma, S un vector de variable dummy que refleja características de la muestra (por ejemplo: encuestas nacionales vs urbanas, ingreso familiar vs ingreso per cápita, gasto vs ingreso) y T es el término de tendencia, U el error.

Morley realiza cuatro regresiones alternativas: tres con efectos fijos y una con efectos aleatorios para una muestra de 262 observaciones de países latinoamericanos. Las dos primeras usan el mismo modelo y tratan de verificar cuál es el método preferible entre el método de ponderaciones y el de mínimos cuadrados sin ponderar. La tercera agrega al modelo el término de tendencia a los términos constantes de distintos países, a través de la adición de un intercepto único a la regresión.

Los resultados de las especificaciones de efectos fijos indican que los coeficientes del ingreso y su inversa son negativos y altamente significativos. Dichos resultados apoyan la hipótesis de que hay una relación negativa entre el ingreso y la desigualdad en la región analizada y que esta relación tiene la forma de U invertida que Kuznets planteo.

Al igual que Deininger y Squire (1998), Morley va a probar si existe una sola curva de Kuznets para todos los países, para lo cual permitió que los coeficientes de las variables ingreso y su inversa, B y C, respectivamente, difieran entre los países. Los resultados con este ajuste mejoran notoriamente, sugiriendo que los países difieren en

la manera de cómo reacciona la desigualdad frente a las variaciones del ingreso y, por lo tanto, el rechazo de la hipótesis de una única curva de Kuznets para todos los países.

Morley concluye de los datos econométricos que la relación entre la distribución y el ingreso es robusta y significativa y tiene la forma de U invertida que Kuznets predijo, pero que ésta ha ido desplazándose en una dirección regresiva con el tiempo, esto es, que el crecimiento es ahora menos progresivo de lo que solía ser, eso significa que es improbable que el "crecimiento ulterior en América Latina mejore mucho la distribución del ingreso, si es que lo hace. Por lo tanto, hay que tomar medidas complementarias. Entre aquellas sugeridas por las regresiones figuran mantener tasas de inflación bajas e invertir en educación"³⁰

Un trabajo distinto en el sentido de que no busca contrastar la hipótesis de Kuznets, pero en el que al igual que los otros trabajos se quiere encontrar las variables que explican la distribución del ingreso personal es el de Zamudio (1999). Utilizando una técnica de regresión cuantil estima la relación que hay entre la distribución condicional del ingreso en función de algunas variables explicativas, en particular la variable educación, este estudio se realizó para México de 1984 a 1996.

La base de la estimación consistió en la llamada ecuación "minceriana", donde la variable dependiente es el logaritmo natural del ingreso en diferentes cuantiles y las variables explicativas son educación, experiencia laboral potencial, el cuadrado de ésta, el logaritmo natural de las horas trabajadas a la semana y variables Dummies que denotan género, zona de residencia y posición en el empleo. En este trabajo se utilizaron Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

A las conclusiones que llega Zamudio es que la entera distribución del ingreso es muy sensible a las variables explicativas. En cuanto a la educación, se encontró que esta variable es muy importante para explicar desplazamientos de la distribución del

³⁰ Gaona, op. cit., p. 48.

ingreso, es decir, la educación afecta las medidas de posición en el sentido de que a mayor educación se tiene una media de ingreso mayor, y la dispersión del ingreso es menor. En cuanto a las otras variables explicativas se encuentra que también son significativas en la determinación de la distribución del ingreso. La distribución del ingreso para la mujeres a diferencia del caso de los hombres se encuentra en un nivel inferior, con una mayor dispersión y con asimetría negativa, en cuanto a la zona de residencia la zona rural tiene una media menor, mayor dispersión y una asimetría negativa, algo similar se tiene al diferenciar entre empleados y autoempleados para éste último tenemos una media menor una dispersión significativamente mayor y la presencia de asimetría negativa.

En síntesis, de los trabajos analizados se desprende que:

- Los trabajos empíricos revisados sugieren que los resultados que son favorables a la hipótesis de la curva de Kuznets aparecen incrementados o, de errores de medición en las estimaciones de la distribución del ingreso, resultado de la falta de una definición uniforme del concepto de ingreso entre países; o de las diferencias estructurales entre países desarrollados y subdesarrollados. Como pudo observarse, los resultados en la mayoría de las pruebas con la inclusión de dummies en los modelos de desigualdad del ingreso hace desaparecer la curva de U invertida. Ejemplo de ello es el modelo econométrico elaborado por Deininger y Squire.
- Por otra parte, las investigaciones advierten la necesidad de poner atención en la forma de cómo se distribuye el ingreso para un solo índice de desigualdad y advierten que las variaciones en las formas funcionales pueden afectar significativamente los resultados, teniendo que el soporte empírico de la curva de Kuznets puede estar condicionado a determinada especificación del modelo, indicador de la desigualdad y periodo de tiempo.

Cuadro 2.2. Trabajos que no corroboran la existencia de la curva de Kuznets

Autor	Muestra/ periodo	Modelo	Variables dependientes (medidas de distribución del ingreso)	Variables explicativas	Resultados
Irma Adelman y Cynthia Taft Morris (1973) ^{a1}	43 países subdesarrollados/ distintos años, entre 1957-1962	$S = f(\text{variables económicas, políticas y sociales})$	Participación del 60% más pobre de la población, participación del 5% más rico de la población y participación del 20% intermedio de la población	PIB per cápita en dólares de 1961, medida de mejora de recursos humanos, medida de actividad del gobierno, tasa de crecimiento de la población.	Consideran que la relación entre el nivel de Ingreso y la participación en el ingreso del 60% más pobre de la población representa la forma de una U asimétrica más que la U descrita por Kuznets y, que el crecimiento económico no asegura por sí sólo una mejora de la participación del 40% más pobre. Las variables más significativas para explicar el deterioro del 40% más pobre son: la inflación, el crecimiento demográfico, el cambio tecnológico, la comercialización del sector tradicional y la urbanización.
Gustav Papenek y Oldrich Kyn (1986) ^{b1}	83 países	$Y = \alpha + \sum \beta_i D_i + \gamma T + (\delta + \phi T) LIN + (\psi + \lambda T) LIN^2 + S\mu_i X_i + u$	Participación del ingreso del 40% más pobre y el coeficiente de Gini (Y)	Log del PIB per cápita en dólares de 1964; variables económicas: tasa de crecimiento, exportaciones primarias, exportaciones manufactureras; variables dummy regionales: Sur, Centro y América, Afrecha y Sub-Sahara, Asia, Este de Asia y Europa del Este y variable dummy sociales: sociedad dual, intervención del gobierno y educación.	Concluyen que el efecto de Kuznets depende del indicador empleado, teniendo que no se mantiene cuando se emplea el 40% de la población más pobre y que el soporte empírico de la curva de Kuznets por el coeficiente de Gini es débil y está condicionado por el periodo de tiempo analizado. Las variables más significativas para explicar la desigualdad son: la educación, las exportaciones primarias y la estructura socio-política dualística.
Rati Ram (1988) ^{a1}	32 países desarrollados y 24 subdesarrollados	$YINQ = a_0 + a_1 InY + a_2 (InY)^2 + u$	Coefficiente de Gini, el ingreso del 20% de las familias más pobres, la proporción del ingreso del 40% más pobre de las familias	PNB en dólares a precios de 1980	La significación estadística de los coeficientes de la ecuación depende de la selección de los datos, la muestra y las medidas de desigualdad. La hipótesis de U Invertida tiene menor soporte cuando la muestra se restringe a países subdesarrollados.

Continuación

Autor	Muestra/ período	Modelo	Variables dependientes (medidas de distribución del ingreso)	Variables explicativas	Resultados
Klaus Deiniger Y Lyn Squire (1998) ^{b1}	86 países	$GINI_{it} = A_i + B_i(Y_{it}) + C_i(1/Y_{it}) + DS + u$	Coefficiente de Gini	Ingreso real per cápita y su Inversa y una variable dummy para países socialistas	En el análisis de corte transversal, la inclusión de la variable dummy para las observaciones de América Latina hace desaparecer la curva de Kuznets. Con datos de panel, los coeficientes del ingreso y su Inversa cambian de signo y dejan de ser significativos con la inclusión de interceptos específicos para cada país en la estimación de la U invertida
Andrés Zamudio (1999) ^{a2}	México/ 1984-1996	$\ln Y = B_0 + B_1 Z_t + u$	Logaritmo natural del ingreso en diferentes cuantiles	Educación, experiencia laboral, variables dummy que denotan género, zona de residencia y posición en el empleo	La entera distribución del ingreso es muy sensible a las variables explicativas. La educación afecta las medidas de posición en el sentido de que a mayor educación se tiene una media del ingreso mayor, y la dispersión del ingreso es menor.
Samuel Morley (2000) ^{b1}	16 países de América Latina	$GINI_{it} = A_i + B_i Y_{it} + C_i(1/Y_{it}) + DZ_{it} + ER_{it} + FS_{it} + GTY_{it} + HT + u$	Coefficiente de Gini	Y = ingreso, Z = vector de variables como inflación, distribución de la tierra y educación, R = índice de reforma, S = vector de una variable dummy que refleja características de la muestra y T = término de tendencia	Concluye que la relación entre la distribución y el ingreso es robusta y significativa y tiene la forma de U Invertida, pero advierte que ha ido desplazándose en una dirección regresiva con el tiempo. Por lo tanto, deben tomarse medidas complementarias. Entre aquellas sugeridas por las regresiones figuran mantener tasa de inflación bajas e invertir en educación.

Notas. ^a Estimación por mínimos cuadrados ordinarios con datos de corte transversal.

^b Estimación por mínimos cuadrados ordinarios con datos de panel.

Fuente: ¹ Gaona, op. cit., pp.30-32

² Zamudio, Andrés. *Educación y la distribución condicional del ingreso: una aplicación de regresión cuantil*, documento de trabajo, núm. 163., CIDE, México, 1999

Capítulo 3. La distribución del ingreso personal en México

3.1. Fuentes de datos

Con el fin de analizar la concentración del ingreso en México, calcularemos el coeficiente de Gini a nivel nacional, estatal y regional para los años de 1994, 1996, 1998, 2000 y 2002.³¹ Para realizar esto se requiere de la información de ingreso que recibe cada persona. La Encuesta de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH), levantada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), constituye una base de datos ideal para este propósito.

De acuerdo con el INEGI, la encuesta tiene como objetivos específicos generar información sobre la estructura del ingreso y del gasto corriente de los hogares; el valor de los bienes y servicios que se auto consumen, así como el pago en especie y regalos recibidos; la estructura de las percepciones y erogaciones financieras y de capital; las características sociodemográficas de los miembros del hogar, así como de su condición de actividad; y finalmente sobre las características de la vivienda y de su equipamiento.³²

A fin de que la información generada a partir de la encuesta sea comparable, el INEGI ha aplicado, esencialmente, el mismo marco conceptual, periodos de referencia, unidades de análisis, cobertura geográfica, instrumentos de captación, diseño muestral y procedimientos operativos en la elaboración de las encuestas de 1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002.

³¹ Este periodo de estudio se eligió debido a que se quería obtener una medida de concentración del ingreso para los años más recientes de la ENIGH, en la cual este periodo pudiera reflejar los cambios en la distribución del ingreso.

³² Véase los objetivos de la ENIGH para los años 1994-2002

En nuestro estudio se tomaron a todas las personas que habitan en un hogar³³ y que perciben un ingreso monetario trimestralmente³⁴. Esto se hizo sin aplicar el factor de expansión, por lo que nuestro estudio se elaborara a partir de la muestra de la ENIGH para los años referidos³⁵.

El tamaño de la muestra del ENIGH ha variado de un año a otro. En el cuadro 3.1 se muestra el número de perceptores de ingreso y el año de la ENIGH.

Cuadro 3.1 Perceptores de ingreso de la ENIGH

Año	Perceptores de ingreso
1994	34,374
1996	36,519
1998	30,920
2000	31,629
2002	55,910

Fuente: Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) para los años referidos

3.2. Análisis nacional de la desigualdad

El cuadro 3.2 registra la distribución agregada del ingreso en México, por deciles de perceptores, para diversos años comprendidos entre 1994 y 2002³⁶.

Un examen a dicho cuadro nos permite afirmar que el ingreso se encuentra muy concentrado para todos los años de estudio, como lo pone de manifiesto los deciles extremos: para el año de 1994 el 10% más pobre de los perceptores recibía sólo 0.274% del ingreso, mientras que el 10% más rico recibía cerca del 48.00% del ingreso. Esta notoria concentración se refleja en el alto valor del coeficiente de Gini, que alcanzó la cuantía de 0.608. Para el año de 1996 se presenta una muy pequeña desconcentración del ingreso; el coeficiente de Gini alcanzó la cuantía de 0.607, y los

³³ El hogar se define por la ENIGH como el conjunto de personas unidas o no por los lazos de parentesco que habitan físicamente en la misma vivienda y comparten los gastos en alimentación. Véase el glosario de la ENIGH.

³⁴ El ingreso monetario se define por la ENIGH como las percepciones en efectivo que recibieron los miembros del hogar durante el periodo de referencia, a cambio de la venta de su fuerza de trabajo a una empresa, institución o patrón, incluyendo también los alquileres, intereses, dividendos y regalías derivadas de la posesión de activos físicos y no físicos, los rendimientos derivados de cooperativas, las transferencias recibidas que no constituyeron un pago por trabajo y otros ingresos corrientes.

³⁵ El factor de expansión es un ponderador que hace que los datos tengan representatividad a nivel nacional.

³⁶ Los deciles de perceptores se define por la ENIGH como la agrupación del total de perceptores en diez estratos con igual número de perceptores, ordenados de acuerdo a su ingreso de menor a mayor.

deciles I al V ven aumentar ligeramente su participación en el ingreso; sin embargo para los restantes años (1998, 2000 y 2002), y es especial el año de 1998, hay un incremento en la concentración del ingreso, los coeficientes de Gini alcanzaron la cuantía de 0.631, 0.630 y 0.627 respectivamente, como se puede observar en el cuadro 3.2 para el año de 1998 el decil X aumentó su participación a 49.332%, en tanto que el decil I descendió a 0.239%.

Otros indicadores de desigualdad muestran tendencias similares por ejemplo; la participación del decil X entre el decil I al IV descendió para el año de 1996 a 8.820 veces, cuando se encontraba en 1994 en 9.121 veces, sin embargo, podemos observar que para el año 1998 hay un incremento a 11.484 veces y sigue aumentando hasta el 2002. (Ver cuadro 3.2). Un examen de las respectivas curvas de Lorenz para todos los años de estudio muestra que el año con mayor desigualdad en el ingreso sería 1998 y el de menor desigualdad sería el año de 1996, corroborando lo antes dicho. (Ver gráfica 3.1).

Para facilitar la lectura de la información anterior, en el cuadro 3.3 se ofrece un resumen reuniendo tres grupos de perceptores: 40% más pobre (deciles I a IV); 50% intermedio (deciles V a IX) y 10% más rico (decil X). Las dos últimas columnas describen los puntos porcentuales, para dos periodos (1998 – 1994) y (2002 – 1998). Para el primer periodo se detecta, que el aumento en la concentración del ingreso es debido a la reducción del ingreso del grupo más pobre y del intermedio que pierden juntos 1.72 puntos porcentuales que van a parar al grupo más rico (decil X), en el otro periodo los que ven aumentar su participación en el ingreso es el grupo intermedio con 3.02 puntos porcentuales a costa de la reducción del ingreso del 40% más pobre en 0.472 puntos porcentuales y del 10% más rico en 2.548 puntos porcentuales. Sin embargo, la concentración del ingreso fue más alta que en el periodo anterior esto debido a que la transferencia que hizo el 10% más rico no fue hacia los deciles menos favorecidos.

Por lo tanto, en este análisis tenemos que el 40% más pobre vio reducir su participación del ingreso paulatinamente durante el periodo analizado (ver cuadro 3.3), en tanto que el 50% intermedio logró incrementar su participación en aproximadamente 2 puntos porcentuales, en tanto que el 10% más rico tan sólo perdió 0.8 puntos porcentuales.

Para relacionar estos resultados con nuestro marco teórico y nuestra hipótesis tenemos que observar los ingresos per cápita de los perceptores que se encuentran en el cuadro 3.2, donde podemos observar que el menor ingreso per cápita (\$ 1,543.407 pesos) coincide con el mayor nivel de desigualdad (Gini de 0.631). En este momento no podemos determinar si esta relación es de causalidad, cosa que intentaremos hacer más adelante.

En cuanto al capital humano podemos observar en el cuadro 3.4 que en todos los niveles educativos la escolaridad ha aumentado, también se presenta una tasa de analfabetismo que se ha ido reduciendo con los años; y los años de escolaridad promedio han aumentado, sin embargo, esto no se ha expresado claramente en una reducción en la desigualdad del ingreso. Una explicación tentativa podría ser la siguiente; que a pesar del incremento educativo éste todavía no es suficiente, por ejemplo la tasa de terminación del nivel medio superior apenas es del 36.3% en el año 2002, la cobertura del nivel superior y posgrado es solamente de 18.5% para el año 2002; es decir, el 81.5% que deberían estar cursando estos niveles educativos no lo están haciendo.

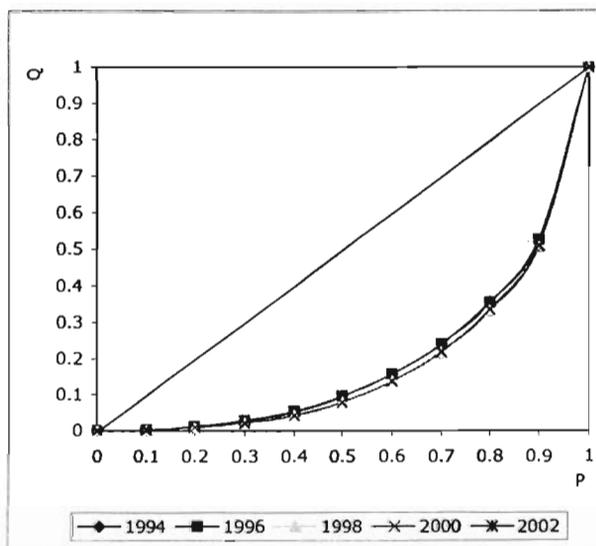
CUADRO 3.2. Distribución del ingreso de los perceptores, e indicadores de desigualdad (Porcentaje)

Deciles de perceptores	Participación en el ingreso				
	1994	1996	1998	2000	2002
I	0.274	0.311	0.239	0.283	0.286
II	0.824	0.860	0.660	0.638	0.649
III	1.537	1.581	1.241	1.126	1.023
IV	2.586	2.628	2.155	2.119	1.865
V	4.189	4.163	3.631	3.681	3.372
VI	6.135	6.061	5.724	5.770	5.767
VII	8.379	8.255	8.041	8.220	8.864
VIII	11.551	11.465	11.316	11.647	12.709
IX	16.911	17.225	17.660	17.463	18.682
X	47.615	47.452	49.332	49.052	46.784
Total	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
DX/DI-IV	9.121	8.820	11.484	11.774	12.238
Gini	0.608	0.607	0.631	0.630	0.627
Ingreso per cápita*	2137.178	1574.036	1543.407	1711.331	1613.548

* Deflactado con el Índice Nacional de Precios al Consumidor (mensual) base 1994=100

Fuente: Cálculos propios con base en microdatos de la ENIGH para los años de 1994, 1996, 1998, 2000 y 2002

Grafica 3.1. Curva de Lorenz, Nacional



Fuente: Construcción propia con base en microdatos de la ENIGH para los años de 1994, 1996, 1998, 2000 y 2002.

CUADRO 3.3. Distribución del ingreso por grupos de deciles de perceptores
(Porcentaje)

Grupos	1994	1996	1998	2000	2002	1998-1994	2002-1998
40% más pobre	5.220	5.380	4.296	4.166	3.823	(-) 0.926	(-) 0.472
50% intermedio	47.165	47.168	46.372	46.782	49.393	(-) 0.793	(+) 3.022
10% más rico	47.615	47.452	49.332	49.052	46.784	(+) 1.717	(-) 2.548
Total	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	0.000	0.000

Fuente: Calculado con base en datos del cuadro 3.2

CUADRO 3.4. Indicadores educativos a nivel nacional

año	Secundaria*	Analfabetismo**	Años de escolaridad	Media superior***	cobertura superior y posgrado
1994	56.4	10.9	6.87	25.7	12.7
1996	58.9	10.3	7.09	27.5	14
1998	62.0	9.7	7.31	30.7	15.7
2000	65.7	9.2	7.56	32.9	17.2
2002	70.4	8.8	7.79	36.3	18.5

* Tasa de terminación secundaria, ** Porcentaje de analfabetas, *** Tasa de terminación media superior
Fuente: Secretaría de Educación Pública, reporte de indicadores educativos CD-ROM 2003

3.3. Análisis estatal de la desigualdad.

Para describir la distribución del ingreso a nivel estatal se calculó el coeficiente de Gini para cada una de las entidades federativas del país, para los 5 años de estudio (1994, 1996, 1998, 2000, 2002). Además se calcularon los ingresos per cápita y algunas variables relacionadas con el capital humano, esto se hizo con el propósito de esclarecer, al menos de manera parcial, los niveles de concentración del ingreso y la relación que tiene con el desarrollo económico de las entidades federativas.

En el cuadro 1 del anexo se encuentran las entidades federativas y su coeficiente de Gini para todos los años de estudio, en base a esta información se puede establecer que las entidades con mayor concentración del ingreso para todo el periodo de análisis son en orden descendente: Guerrero (0.658), Hidalgo (0.643), Quintana-Roo (0.642),

Oaxaca (0.641), Yucatán (0.640), Campeche (0.6.36), Sinaloa (0.622), Zacatecas, Tamaulipas y San Luis Potosí (0.621), Chiapas y Estado de México (0.619).

Por otro parte las entidades con menor concentración del ingreso, según el coeficiente de Gini son: Baja California (0.533), Tlaxcala (0.551), Distrito Federal (0.565), Aguascalientes (0.574) y Jalisco (0.575).

Si se observa el ingreso per cápita de los perceptores de cada una de las entidades antes mencionadas (cuadro 2 del anexo), se puede apreciar que las entidades con mayor concentración del ingreso, son también aquellas que registran un ingreso per cápita inferior a la media; por ejemplo el estado de Guerrero es el que presenta la más alta concentración del ingreso en promedio y es el que tiene el segundo ingreso per cápita más bajo con tan sólo \$1,131.25 pesos. El ingreso per cápita más bajo lo tiene Yucatán con tan solo \$965.65 pesos, y también este estado presenta un nivel de concentración por arriba de la media.

Algunas entidades, con menores niveles de concentración del ingreso, también presentan ingresos per cápita superiores a la media. Este es el caso del Distrito Federal, Baja California y Jalisco. Un estado que no concuerda con estas características sería Tlaxcala, que presenta un coeficiente de Gini relativamente bajo y un ingreso per cápita también bajo que es de \$ 1,352.22 pesos.

Relacionando lo encontrado arriba con nuestro marco teórico e hipótesis podemos plantear la existencia de una correlación inversa entre el ingreso per cápita y la concentración del ingreso, es decir, que a mayor ingreso per cápita menor será la desigualdad en la distribución del ingreso; lo que parecería indicar que en el periodo analizado, México opera en la etapa decreciente de la curva de Kuznets.

Relacionando los planteamientos de Arthur Lewis con nuestro estudio, para dos entidades federativas, Yucatán y Quintana-Roo, vemos que estos dos estados presentan niveles de concentración del ingreso muy elevados, como lo pudimos apreciar anteriormente, esto podría deberse a que los enclaves turísticos de Cancún y

Mérida se ubican en estos estados, caracterizados por elevados índices de población rural que laboran en ocupaciones agropecuarias de baja productividad, o como diría Lewis economías tradicionales. Por lo tanto, como menciona Lewis, estos enclaves pueden favorecer o perjudicar la distribución del ingreso de la región alrededor del enclave; en este caso particular parece que la perjudican.

En el anexo 2 de gráficas, se presentan las curvas de Lorenz para todas las entidades federativas del país y dos años comparativos de estudio (1994 y 2002). Un análisis a tales curvas nos muestra que la desigualdad del ingreso en los estados se incrementó del año 1994 al 2002, excepto para algunas entidades donde la desigualdad fue inferior en el año 2002; estos estados fueron Baja California (gráfica 2), Coahuila (gráfica 5), San Luis Potosí (gráfica 24) y el Estado de México (gráfica 15).

En cuanto al capital humano a nivel estatal podemos observar los cuadros de variables educativas del anexo 1. Al observar los años promedio de escolaridad encontramos que las entidades que presentan una menor escolaridad en promedio son: Chiapas con 5.26, Oaxaca con 5.53, Guerrero con 6.05, Guanajuato con 6.18 y Veracruz con 6.32 años de escolaridad. (ver cuadro 3). Las entidades con mayores años de escolaridad son: el Distrito Federal con 9.47, Nuevo León con 8.73, Baja California con 8.05 y Sonora con 8.04 años de escolaridad. (ver cuadro 3).

En cuanto al porcentaje de analfabetas los estados que presentan una mayor tasa son: Chiapas con 23.90%, Guerrero con 22.28%, Oaxaca con 22.10% e Hidalgo con 15.42% de la población. Los estados que tienen una menor tasa de analfabetas son: el Distrito Federal con tan solo el 2.92%, nuevo León con 3.44%, Baja California con 3.56%, Coahuila con 4.04%, Baja California sur con 4.34% y Sonora con 4.52% de la población. (Véase cuadro 4)

La tasa de terminación secundaria no presenta tanta heterogeneidad entre los estados, las entidades federativas que presentan una tasa menor de terminación

secundaria son: Chiapas con 48.00%, Michoacán con 50.20%, Guerrero con 55.92%, Guanajuato con 53.66% y Oaxaca con 55.92%. Los estados que presentan una mayor tasa de terminación son: el Distrito Federal con 82.44%, Nuevo León con 78.14%, Hidalgo con 72.88%, Coahuila con 72.50% y Nayarit con 72.22%. (Véase cuadro 5).

Con lo observado arriba podemos hacer algunas conjeturas. Por ejemplo, los estados que presentan menores niveles educativos como el caso de Chiapas, Oaxaca, Guerrero y Yucatán también presentan elevados índices de concentración del ingreso; el estado que no se comporta de esta manera es Quintana-Roo que presenta altos niveles de concentración del ingreso, pero sus niveles educativos están por arriba de la media. Los estados que presentan mayores niveles educativos presentan también bajos niveles de concentración del ingreso, como es el caso del Distrito Federal y Baja California. Un estado que no presenta esta relación es Nuevo León que es el segundo estado con mayor cobertura educativa, pero no así en los menores niveles de desigualdad del ingreso, en esta última ocupa lugares intermedios. Estados como Aguascalientes y Jalisco presentan una menor cobertura educativa pero tienen una distribución del ingreso más igualitaria que Nuevo León.

3.4. Análisis regional de la desigualdad

En relación con la desigualdad en términos regionales, se dividió al país en tres regiones naturales: el norte, el centro y el sur, para poder así observar las tendencias distributivas del ingreso por área geográfica³⁷. Para el presente ejercicio analítico se tomó la información de la ENIGH para los años de 1994, 1998 y 2002. El cuadro 3.5 presenta esta información.

³⁷ Las regiones se conforman de la siguiente manera: región Norte: Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León, Sonora, Tamaulipas, Colima, Jalisco, Nayarit, Sinaloa, Zacatecas, Durango, San Luis Potosí y Aguascalientes; región Centro: Distrito Federal, Guanajuato, Hidalgo, Estado de México, Michoacán, Morelos, Puebla, Querétaro y Tlaxcala; región Sur: Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana-Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán.

Un examen a dicho cuadro nos permite afirmar que la distribución del ingreso dentro de cada región es diferente en términos de su desigualdad. La región donde se concentra más el ingreso a juzgar por sus respectivos coeficientes de Gini, es la región sur (excepto para el primer año analizado), donde la cuantía de los coeficientes de Gini es de 0.607, 0.636 y 0.659 para los años de estudio respectivamente. Los dos últimos coeficientes son superiores a la cuantía del Gini a nivel nacional. La región que presenta una menor desigualdad para el primer año es la región norte, esta presenta un coeficiente de Gini menor que la media nacional. Para los años de 1998, 2002 la región centro presenta una desigualdad del ingreso menor que las regiones restantes. También podemos observar que las regiones norte y centro tienden a reducir el nivel de desigualdad para el último año de estudio, no así para la región sur que presenta continuamente ascensos en el coeficiente de Gini.

Un análisis a las respectivas curvas de Lorenz para el año de 1994 (Grafica 3.2) muestran una menor desigualdad para la región norte, las regiones centro y sur presentan distribuciones del ingreso similares, excepto para los tres últimos deciles de la región centro que presentaban una mayor concentración del ingreso, lo que hizo aumentar el coeficiente de Gini más que la región sur (ver cuadro 3.5). La curva de Lorenz para el año de 1998 (grafica 3.3) ofrece una distribución del ingreso muy similar para las tres regiones, ligeramente la región sur presenta una mayor concentración del ingreso que las otras dos regiones. La curva de Lorenz para el último año de estudio hace notar una mayor heterogeneidad regional en las pautas distributivas, como se puede observar en la gráfica 3.4, la curva para la región sur presenta una amplia separación con respecto a las otras dos curvas de Lorenz, lo que evidencia una mayor desigualdad para la región sur.

En el cuadro 3.6 se ofrece un resumen de los deciles, reuniendo tres grupos de perceptores: 40% más pobre (decil I a IV); 50% intermedio (decil V a IX) y 10% más rico (decil X), para las tres regiones analizadas en los años de 1994, 1998 y 2002. En

la región sur el 40% más pobre tiene una participación del ingreso menor que las otras dos regiones, en promedio esta región participa con 4.43 puntos porcentuales, en tanto la región centro con 4.50 puntos porcentuales en promedio y la región norte participa con 4.83 puntos porcentuales en promedio. En tanto el grupo del 10% más rico la región sur tiene una participación en promedio de 48.85 puntos porcentuales, es decir, casi con el 50% del total del ingreso, la región centro con 47.96 puntos porcentuales en promedio y la región norte con 46.77 puntos porcentuales en promedio. Lo que evidencia que la región con mayor concentración del ingreso es la región sur del país, y la de menor concentración la región norte del país.

Relacionando estos resultados con nuestro marco teórico e hipótesis, podemos observar en el cuadro 3.5 que la región sur tiene ingresos per cápita muy inferiores con respecto a las regiones norte y centro, como pudimos ver anteriormente la región sur es la que presenta mayores niveles de desigualdad del ingreso. Estos resultados podrían estar avalando la hipótesis de Kuznets y Lydall, ya que la región sur se caracteriza por elevados índices de población rural que labora en ocupaciones agropecuarias de muy baja productividad e ingresos per cápita inferiores a la de las otras regiones y es la que presenta los mayores coeficientes de desigualdad. Las regiones norte y centro, donde el dualismo económico antes referido es menor y los ingresos per cápita mayores, presentan coeficientes de desigualdad menores a los registrados en la región sur.

En cuanto al capital humano podemos observar en el cuadro 3.7 que hay una clara heterogeneidad educativa entre las regiones analizadas. Al observar los años de escolaridad la región sur presenta en promedio 6.40 años de escolaridad, la región centro 7.23 años y el norte 7.59 años de escolaridad. Una variable donde se marca más esta heterogeneidad es la tasa de analfabetismo; en el sur el 15.92% de la población en promedio es analfabeta, en el centro el porcentaje es de 10.58% y el norte presenta una tasa de analfabetismo en promedio de 6.14%, lo que denota

claramente las diferencias educativas entre regiones. La tasa de terminación secundaria también presenta diferencias pero estas no son tan marcadas; en la región sur la tasa de terminación secundaria en promedio es de 57.86%, en la región centro es de 65.19% y en la región norte es de 65.86%. En cuanto a la cobertura del nivel superior y posgrado se presenta una estructura similar a lo descrito arriba, la región sur tan solo presenta una cobertura en promedio del 11.84% de la población, en tanto que el centro y el norte presentan una cobertura en promedio de 14.96% y 17.44% respectivamente.

Al observar estos resultados podemos plantear que las regiones con un menor nivel educativo, también tienen un nivel de concentración del ingreso superior. En el siguiente capítulo determinaremos si esta relación es de causalidad o es una relación espuria.

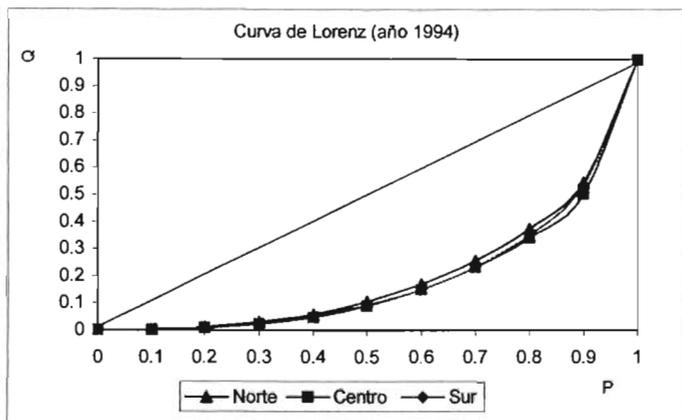
CUADRO 3.5. Distribución del ingreso de los perceptores, e indicadores de desigualdad por regiones (Porcentaje)

Deciles	Norte			Centro			Sur		
	1994	1998	2002	1994	1998	2002	1994	1998	2002
I	0.323	0.250	0.288	0.214	0.235	0.278	0.324	0.265	0.316
II	0.956	0.666	0.656	0.682	0.678	0.639	0.917	0.680	0.705
III	1.758	1.249	1.157	1.370	1.275	1.116	1.615	1.274	1.011
IV	2.897	2.217	2.061	2.494	2.321	2.215	2.569	2.129	1.495
V	4.655	3.707	3.718	4.207	4.010	3.999	3.853	3.342	2.474
VI	6.455	5.847	6.074	6.094	6.036	6.437	5.765	5.205	4.411
VII	8.624	8.072	9.098	8.226	7.983	9.305	8.262	7.784	7.597
VIII	11.815	11.304	12.807	10.842	11.393	12.750	11.927	11.342	11.877
IX	17.077	17.357	18.594	16.064	17.206	18.036	18.358	18.698	19.243
X	45.442	49.331	45.547	49.807	48.864	45.224	46.411	49.281	50.871
Total	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
DX/DI-IV	7.659	11.257	10.944	10.464	10.839	10.646	8.557	11.333	14.421
Gini	0.588	0.629	0.615	0.621	0.623	0.608	0.607	0.636	0.659
Ingreso per cápita*	2118.179	1630.037	1755.067	2557.137	1708.215	1759.235	1524.958	1111.168	1215.292

Fuente: Cálculos propios con base en los microdatos de las ENIGH para los años 1994, 1998 y 2002

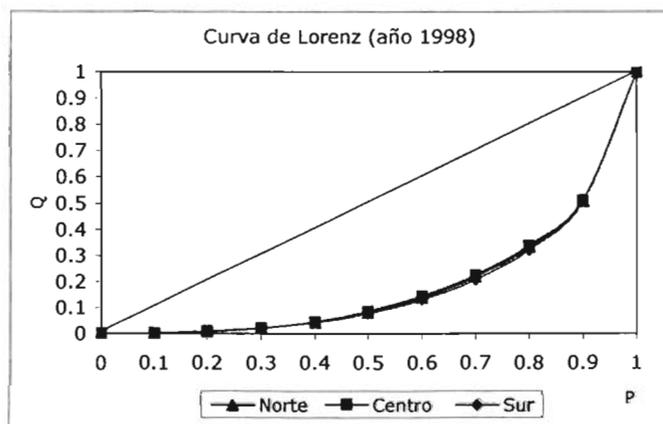
* * Deflactado con el Índice Nacional de Precios al Consumidor (mensual) base 1994=100

Gráfica 3.2



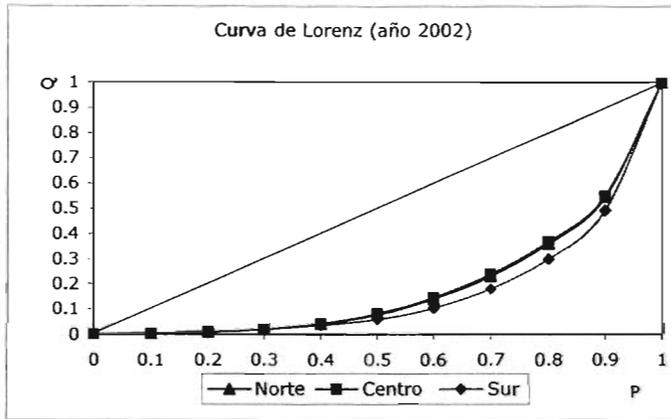
Fuente: Construcción propia con base en microdatos de la ENIGH para el año 1994

Gráfica 3.3



Fuente: Construcción propia con base en microdatos de la ENIGH para el año 1998

Gráfica 3.4



Fuente: Construcción propia con base en microdatos de la ENIGH para el año 2002

CUADRO 3.6. Distribución del ingreso por grupos de deciles de perceptores regional (Porcentaje)

Grupos	Norte			Centro			Sur		
	1994	1998	2002	1994	1998	2002	1994	1998	2002
40% más pobre	5.933	4.382	4.162	4.760	4.508	4.248	5.424	4.348	3.528
50% intermedio	48.625	46.287	50.292	45.433	46.628	50.528	48.164	46.371	45.601
10% mas rico	45.442	49.331	45.547	49.807	48.864	45.224	46.411	49.281	50.871
Total	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000

Fuente: Calculado con base en datos del cuadro 3.5

CUADRO 3.7. Indicadores educativos a nivel regional

Variable educativa	Norte				Centro				Sur			
	1994	1998	2002	Media	1994	1998	2002	Media	1994	1998	2002	Media
Años de escolaridad	7.158	7.586	8.040	7.595	6.744	7.226	7.744	7.238	5.855	6.391	6.977	6.408
Porcentaje de analfabetas	6.953	6.093	5.373	6.140	11.922	10.467	9.367	10.585	17.750	15.825	14.188	15.921
Tasa de terminación secundaria	60.060	64.873	72.660	65.864	58.133	64.711	72.722	65.189	50.125	56.300	67.150	57.858
Cobertura superior y posgrado	14.047	17.713	20.566	17.442	11.756	14.733	18.389	14.959	8.838	12.013	14.675	11.842

Fuente: Cálculos propios con base en Secretaría de Educación Pública, reporte de indicadores educativos CD-ROM 2003.

En conclusión, de los datos analizados se desprende que:

- La desigualdad en la distribución del ingreso a nivel nacional tendió aumentar en el periodo de estudio y esto tuvo una estrecha vinculación con la reducción del ingreso per cápita. Es decir, a mayores niveles de desigualdad en el ingreso, menores ingresos per cápita. Todos los indicadores educativos analizados a nivel nacional tendieron a incrementarse con el paso del tiempo, sin embargo, esto no se vio reflejado en una reducción de la desigualdad del ingreso.
- En el análisis estatal de la desigualdad del ingreso, existe una alta heterogeneidad entre las entidades federativas. Una constante fue que los estados con mayores concentraciones del ingreso, también presentaron los ingresos per cápita más bajos; como fue el caso de los estados de Oaxaca, Chiapas, Guerrero y Yucatán. Y en general, los estados con menor concentración del ingreso fueron los estados con mayores ingresos per cápita. La vinculación entre el capital humano y la distribución del ingreso no es del todo clara, debido a que hay estados que presentan niveles educativos medios o altos como es el caso de los estados de Quintana-Roo y Nuevo León, pero sus niveles de concentración del ingreso son mayores que estados que presentan una menor cobertura educativa.
- El análisis a nivel regional presentó una clara diferencia entre las tres regiones analizadas (norte, centro y sur). La región sur fue la que manifestó una desigualdad del ingreso más alta, luego la región centro y por último la región norte que tiene la desigualdad del ingreso más baja; se comprobó que las diferencias distributivas del ingreso de la región sur tienden a ser más desiguales que las otras dos regiones. La región norte y centro presentan coberturas educativas e ingresos per cápita superiores a las de la región sur.

- A la conclusión general que llegamos es que hay una vinculación **inversa** entre el ingreso per cápita y la concentración del ingreso; lo que parecería indicar que en el periodo analizado México opera en la etapa decreciente de la curva de Kuznets.

4. Determinantes de la distribución del ingreso personal; Un análisis econométrico

4.1. Metodología econométrica³⁸

Los análisis tradicionales econométricos se realizan ya sea mediante series de tiempo o corte transversal, estas últimas que se caracterizan por su no continuidad temporal. El análisis que combina los datos de series de tiempo y las de corte transversal corresponde a la metodología de datos de panel la cual analizaremos a continuación.

En el análisis de la información pueden existir diferentes dimensiones sobre las cuales interesa obtener conclusiones derivadas de la estimación de modelos que traten de extraer relaciones de causalidad entre diferentes tipos de variables.

Una de estas dimensiones la constituye el análisis de series de tiempo, donde se observan los valores de una o más variables durante un determinado periodo de tiempo. Existe otra dimensión que no incorpora el aspecto temporal sino que representa el análisis de la información para las unidades individuales de estudio, en un momento determinado del tiempo. Denominado corte transversal.

Por lo tanto, un modelo econométrico de datos de panel es el que incluye la misma unidad transversal para un periodo determinado de tiempo, es decir, en los datos de panel se presenta la dimensión del espacio y la del tiempo.

El principal objetivo de aplicar los datos de panel es capturar la heterogeneidad no observable, ya sea en los agentes económicos o en el tiempo, dado que esta

³⁸ Para el desarrollo de esta metodología se utilizaron las siguientes fuentes bibliográficas; Greene, W. *Análisis Econométrico*. Prentice Hall, España, 1999; Pindyck, R y Runfeld, D. *Econometría, modelos y pronósticos*. Mc Graw-Hill, México, 2001; Mayorga, M; Evelyn, M. *La técnica de datos de panel una guía para su uso e interpretación*. en Banco Central de Costa Rica, División Económica, Departamento de Investigaciones Económicas, 2000; Gujarati, D. *Econometría Básica*. 4a.ed. Mc Graw Hill, México, 2004.

heterogeneidad no se puede detectar ni con estudios de series de tiempo ni tampoco con los de corte transversal.

4.1.1. Especificación general de un modelo de datos de panel

La especificación general de un modelo de regresión con datos de panel es la siguiente.

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta X_{it} + u_{it} \quad (4.1)$$

$$\text{Con } i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T$$

Donde i se refiere al individuo o a la unidad de estudio (corte transversal), t a la dimensión en el tiempo, α es un vector de interceptos de n parámetros, β es un vector de K parámetros y X_{it} es la i -ésima observación al momento t para las K variables explicativas.

En este caso, la muestra total de las observaciones en el modelo vendría dado por $N \cdot T$.

Es usual interpretar los modelos de datos de panel a través de sus componentes de errores. El término de error u_{it} , incluido en la ecuación (4.1), puede descomponerse de la siguiente manera.

$$u_{it} = \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

μ_i Representa los efectos no observables que difieren en las unidades de estudio pero no en el tiempo.

δ_t Representa los efectos no observables que varían en el tiempo pero no entre las unidades estudio

ε_{it} Se refiere al error puramente aleatorio.

Si cada unidad transversal tiene el mismo número de observaciones de series de tiempo, entonces dicho panel de datos se llama panel balanceado. Si el número de observaciones difiere entre los miembros del panel se dice que es un panel desbalanceado.

4.1.2. Modelo con coeficientes constantes respecto al corte transversal y el tiempo.

La metodología para datos de panel consiste en diversas técnicas de estimación las cuales se desarrollan a continuación

La primera de ellas combina todos los datos de serie de tiempo y de corte transversal y luego estima el modelo subyacente utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Es decir supone que tanto los interceptos como las pendientes no cambian en el tiempo ni en la unidad de corte transversal.

El modelo de regresión es de la siguiente forma.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \quad (4.3)$$

Hay dos marcos básicos utilizados para generalizar este modelo; el modelo de efectos fijos (MEF) implica el reconocimiento de que las variables omitidas puede generar cambios en los interceptos tanto en las unidades de corte transversal como en el tiempo, en este caso el modelo efectos fijos trata de aproximar estos cambios con

variables dummy. Y el modelo de efectos aleatorios (MEA) que trata de capturar estas diferencias a través del componente del error del modelo.

4.1.3. Modelo de efectos fijos

El modelo de efectos fijos considera que existe un término constante diferente para cada individuo del corte transversal y para cada periodo de tiempo, y supone que los efectos individuales son independientes entre sí.

Con este modelo se considera que las variables explicativas afectan por igual a las unidades del corte transversal y del tiempo, y éstas se diferencian por características propias de cada una de ellas, mediadas por medio del intercepto. Es por ello que los N interceptos se asocian con variables dummy con coeficientes específicos para cada unidad, los cuales se deben estimar.

Por lo tanto en la ecuación (4.4), cada α_i es un parámetro desconocido que debe ser estimado³⁹. Sean Y_i y X_i las T observaciones de la i-ésima unidad, y sea μ_i el vector T*1. Así que la ecuación (4.3) se puede escribir como.

$$Y_i = \alpha_i + \beta X_i + \mu_i \tag{4.4}$$

Reagrupando las unidades transversales se llega al modelo

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i & 0 & 0 \\ 0 & i & 0 \\ 0 & 0 & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_n \end{bmatrix}$$

³⁹ Para nuestro modelo y esta metodología analizaremos sólo cuando los interceptos difieren en la unidad de corte transversal. pero también podrían diferir en el tiempo.

Que matricialmente se puede escribir como.

$$Y = D\alpha + X\beta + \mu \quad (4.5)$$

Este modelo puede estimarse por MCO.

4.1.4. Contraste de efectos fijos⁴⁰

Para poder determinar si los términos constantes son iguales o no lo son, puede hacerse estadísticamente mediante un contraste F restrictiva. Bajo la hipótesis nula, el estimador eficiente coincide con mínimos cuadrados ordinarios (MCO), es decir, los términos constantes son iguales. Por lo tanto, en la hipótesis alternativa optamos por el modelo de efectos fijos. La prueba estadística apropiada es:

$$F_{(n+T-2, nT-n-T)} = \frac{(ESS_1 - ESS_2)/(n+T-2)}{(ESS_2)/(nT-n-T)} \quad (4.6)$$

n = el número de unidades transversales

T = el número de periodos en el tiempo

ESS₁ = Es la suma de cuadrados del error del modelo de MCO

ESS₂ = Es la suma de cuadrados del error del modelo de efectos fijos

⁴⁰ Pindyck, Robert, et al. op. cit, p. 265

4.1.5. Modelo de efectos aleatorios

En lugar de suponer la heterogeneidad inobservable fija, se supone aleatoria, es decir, la heterogeneidad se observa en el término de perturbación. Por tanto, podríamos desear elegir un modelo de corte transversal y de serie de tiempo combinados en el que los términos de error pueden correlacionarse a lo largo del tiempo y de las unidades individuales. Esto se puede realizar con el modelo de efectos aleatorios (MEA) (o modelo de componentes el error) De la siguiente manera.

$$Y_{it} = (\alpha + \mu_i) + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.7)$$

Donde μ_i representa la perturbación aleatoria que permitiría distinguir el efecto de cada unidad transversal en el panel. Para efectos de su estimación se agrupan los componentes estocásticos y se obtiene la siguiente relación.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + U_{it} \quad (4.8)$$

Donde $U_{it} = \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$. Que es el nuevo término de la perturbación, U no es homocedástico, donde $\delta_t, \mu_i, \varepsilon_{it}$ corresponden al error asociado con las series de tiempo, la perturbación de corte transversal y al efecto combinada de ambas, respectivamente.

El método de mínimos cuadrados ordinarios no es aplicable dado que no se cumplen los supuestos que permiten que el estimador sea consistente⁴¹. Por lo que es preferible en este caso utilizar el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG).

⁴¹ los supuestos son: $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$; $u_i^t \sim N(0, \sigma_u^2)$; $E(\varepsilon_i u_{it})=0$; $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$ ($i \neq j$)

$E(u_{it} u_{it'}) = E(u_{it} u_{jt}) = E(u_{it} u_{js}) = 0$ ($i \neq j$; $t \neq s$).

Es decir, los componentes de error individuales no están correlacionados entre sí y no están autocorrelacionados en las unidades de series de tiempo ni en las transversales

La diferencia entre el MEF y MEA, es que en el MEF cada unidad transversal tiene su propio valor (fijo) de intersección, en todos esos valores N para las unidades transversales N. Por otra parte, en el MEA la intersección α_i representa el valor medio de todas las intersecciones transversales y el componente de error μ_i significa la desviación aleatoria de la intersección transversal a partir del valor medio.

4.1.6. Contraste de efectos aleatorios⁴²

Breusch y Pagan (1980) han diseñado un contraste del multiplicador de Lagrange para el modelo de efectos aleatorios, basado en los residuos de MCO. En la $H_0: \sigma_u^2 = 0$ si se acepta esta hipótesis el modelo correcto será (4.3), es decir, donde el intercepto y las pendientes permanecen constantes en el corte transversal y en la serie de tiempo. Si $H_a: \sigma_u^2 \neq 0$ hay evidencia a favor del MEA.

El contraste estadístico es:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{T^2 \bar{e}\bar{e}}{e e} - 1 \right]^2 \quad (4.9)$$

T = el numero de periodos en el tiempo

n = el numero de unidades transversales

$\bar{e}\bar{e}$ = es la media de la suma de los errores al cuadrado

$e e$ = suma de los errores al cuadrado

Bajo la hipótesis nula, LM se distribuye como una ji-cuadrado con un grado de libertad.

⁴² Greene, W, op. cit., p. 545.

4.1.7. Elección del método: efectos fijos o efectos aleatorios

Greene argumenta que ciertos factores institucionales, o característicos de los datos, abogan por el MEF o MEA, sin embargo, este enfoque no siempre es de mucha ayuda⁴³. Desde un punto de vista práctico el MEF es costoso en términos de grados de libertad perdidos y, en un conjunto de datos de panel amplio, el MEA tiene un cierto atractivo desde el punto de vista intuitivo. Por otra parte el MEF tiene una ventaja considerable. No hay justificación para tratar los efectos individuales como no correlacionados con los otros regresores, como supone el MEA. Por lo tanto, si se emplea el MEA, los estimadores son por lo general inconsistentes.

Afortunadamente existe una prueba estadística que permite determinar que modelo es el más adecuado el MEF o el MEA. Esta prueba fue diseñada por Hausman en 1978.

Utiliza para ello una prueba ji-cuadrado con la hipótesis nula de que el modelo de efectos aleatorios es el que mejor explica la relación de la variable dependiente con las explicativas, y por tanto se tiene la hipótesis alternativa de que el mejor método que se ajusta es el de efectos fijos. El contraste estadístico es⁴⁴:

$$W = \chi^2 [K] = [b - \hat{\beta}]' \hat{\Sigma}^{-1} [b - \hat{\beta}] \quad (4.10)$$

b = es el vector de parámetros de pendientes del MEF

$\hat{\beta}$ = es el vector de parámetros de pendientes de MEA

$\hat{\Sigma}$ = es la diferencia de la matriz de varianzas y covarianzas estimadas del MEF y MEA.

Excluyendo el término constante en el MEA.

⁴³ *Ibidem.*, p. 548

⁴⁴ *Ibidem.*, p. 549

Para $\hat{\Sigma}$, utilizamos las matrices de varianzas y covarianzas estimadas de los estimadores de pendientes en el MEF, y la matriz de varianzas y covarianzas estimada en el MEA, excluyendo el término constante.

4.1.8. Ventajas y desventajas del uso de datos de panel.⁴⁵

- Son útiles en economía ya que proporcionan un campo de explicación mucho más amplio que los modelos de series de tiempo o de corte transversal, por la identificación de comportamientos individuales (efectos individuales específicos) y conjuntos en el tiempo (efectos temporales).
- Permiten una alta flexibilidad para modelar las diferencias de comportamiento entre los individuos.
- Control de heterogeneidad individual: los datos transversales y temporales no son capaces por si solos de controlar la heterogeneidad inherente en el comportamiento de los individuos, empresas, regiones o países, corriéndose el riesgo de obtener estimaciones sesgadas cuando se utilizan datos de un tipo o de otro. Sin embargo, a través del uso de datos de panel pueden controlarse estos efectos específicos, temporales o transversales, sean observables o no.
- Proporcionan datos con mayor cantidad de información, con mayor grado de variabilidad y con menor nivel de colinealidad entre los regresores; también aumentan el número de grados de libertad y por tanto da lugar a una mayor eficiencia en las estimaciones.
- Son un medio adecuado para estudiar procesos dinámicos de ajuste ya que a partir de ellos se pueden analizar los cambios en el tiempo de las distribuciones transversales.

Por otro lado, la utilización de estos modelos tiene algunas desventajas

⁴⁵ Ver Mayorga y Gujarati, op. cit., P. 4, 5 y 614, 615 respectivamente

- En términos generales, las desventajas asociadas a la técnica de datos de panel se relaciona con los procesos para la obtención y el procesamiento de la información estadística sobre las unidades individuales de estudio, cuando esta se obtiene por medio de encuestas, entrevistas o utilizando algún otro medio de levantamiento de datos, que puedan tener algunas distorsiones, como pueden ser inadecuadas tasas de cobertura.

4.2. Base de datos utilizada

El coeficiente de Gini se calculó a partir del ingreso de los perceptores de las Encuestas de Ingresos y Gastos de los Hogares para los años 1994, 1996, 1998, 2000 y 2002. (ver cuadro 1)

Los ingresos per cápita (pesos) son la media de los ingresos de los perceptores, que se obtuvo de las ENIGH. Deflactados con el índice nacional de precios al consumidor (mensual) base 1994=100.

La variable educativa a utilizar es la cobertura del nivel superior y posgrado que se obtuvo de la Secretaría de Educación Pública, reporte de indicadores educativos CD-ROM

4.3 Estimación del modelo y sus resultados

Una vez revisada la metodología de datos de panel y elaboradas las bases de datos necesarias para las estimaciones se procedió al cálculo de las ecuaciones 1, 2 y 3

$$G_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$G_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$G_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 Z_{it} + V_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde:

G_{it} = es el coeficiente de Gini para el estado i en el periodo t .

X_{it} = es el ingreso per cápita para el estado i en el periodo t . (Ingreso)

X_{it}^2 = es el ingreso per cápita al cuadrado para el estado i en el periodo t . (Ingreso2)

Z_{it} = es la variable educativa que representa la cobertura del nivel superior y posgrado para el estado i en el periodo t . (SUPP)

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ son los parámetros que se desean estimar.

En primer lugar se supuso la ausencia de heterogeneidad no observable $V_i = \delta_i = 0$ y se estimó la ecuación (1) por MCO. Posteriormente se consideró la existencia de factores no observables que solo varían por unidad de corte transversal, es decir por estado, estimándose el modelo por efectos fijos, ecuación (2) y efectos aleatorios, ecuación (3).

La prueba F de efectos fijos y la prueba de Breusch y Pagan para efectos aleatorios indica que existe evidencia a favor de la presencia de factores no observables que varían por estado⁴⁶. Consecuentemente al existir heterogeneidad no observable no es correcto estimar la ecuación (1). Además, de acuerdo a la prueba de Hausman las variables explicativas están correlacionadas con el término aleatorio y por lo tanto, sólo los estimadores del modelo de efectos fijos son consistentes⁴⁷.

Sin embargo presentaremos tanto los resultados del MEF como los resultados del MEA.

En el cuadro 4.1 se presentan los resultados obtenidos a partir de estimar por efectos fijos.

⁴⁶ Ver anexo de pruebas econométricas.

⁴⁷ Idem.

Cuadro 4.1. Modelo de Efectos Fijos

Variable dependiente Coeficiente de Gini			
Método Pooled Least Squares			
Secciones cruzadas 32, observaciones 5			
Variable	Coeficiente	Error estándar	Probabilidad
Ingreso	-6.41E-05	2.59E-05	0.0147
Ingreso2	1.36E-08	5.69E-09	0.0183
SUPP	0.006970	0.001186	0.0000
R cuadrada	0.5383		
R cuadrada ajustada	0.4127		
Probabilidad F estadístico	0.0000		

En este modelo todas las variables incluidas fueron significativas al 5%, las variables independientes explican un 54% al coeficiente de Gini, la probabilidad del F estadístico indica que el modelo es estadísticamente significativo al 1%. Ahora bien, los resultados obtenidos muestran el signo esperado por el ingreso per cápita (signo negativo), es decir, un aumento en el ingreso per cápita reduce la desigualdad en el ingreso personal.⁴⁸ Cuando elevamos al cuadrado el ingreso per cápita cambia de signo, lo que nos diría que con el paso del tiempo al aumentar el ingreso per cápita tendería a aumentar la desigualdad del ingreso, pero este coeficiente es demasiado bajo.

Por lo tanto, lo que observamos en este modelo es que el ingreso per cápita tiene un efecto considerable sobre la desigualdad en la distribución del ingreso personal. Por lo que en este modelo nos encontraríamos en la parte descendente de la curva de Kuznets.

En cuanto a la variable educativa, que introdujimos en el modelo, tiene signo positivo, lo cual es contrario al esperado (signo negativo). El coeficiente nos dice que un incremento en la cobertura del nivel superior y posgrado conlleva a un aumento del coeficiente de Gini. Cabe mencionar que todas las variables educativas analizadas en el capítulo 3 reportaron signos positivos en el modelo, es decir, estos resultados estarían contradiciendo las relaciones encontradas en el capítulo anterior. Lo cual indicaría que

⁴⁸ El coeficiente de la variable Ingreso nos estaría reportando que un aumento en el ingreso per cápita por ejemplo, de \$100 pesos, impactaría al coeficiente de Gini en -0.00641, por lo que si el Gini promedio es de 0.613 en el año 2002, se reduciría en 0.607, que es una reducción considerable.

existen factores no observables en nuestro modelo que están afectando al coeficiente de Gini en cada unidad de corte transversal de manera independiente a cada una de ellas.

Afortunadamente, el modelo de efectos fijos muestra como estos factores no observables en nuestro modelo están afectando al coeficiente de Gini. Para una mejor comprensión de estos resultados se decidió separar a los estados por cuartiles. Ver cuadro 4.3

Lo que podemos apreciar en el cuadro 4.3 es que los factores no observables están incidiendo sobre el coeficiente de Gini de manera distinta en cada estado. En el primer cuartil tenemos a los estados donde los factores no observables tienen una menor incidencia sobre el coeficiente de Gini; así sucesivamente hasta el cuarto cuartil donde estos factores no observables tienen una mayor incidencia sobre el coeficiente de Gini. Si observamos el primer estado, en el primer cuartil, nos daremos cuenta que es el Distrito Federal, este estado es el que presenta los niveles de ingreso per cápita y de nivel educativo más alto. El último estado mostrado en el cuarto cuartil es el estado de Quintana Roo, lo cual resulta extraño ya que este estado no presenta los niveles más bajos de ingreso per cápita y educación, sino presenta niveles medios, aunque si presenta un alto grado de desigualdad del ingreso personal. Esto es coherente con el planteamiento que hace Arthur Lewis sobre los enclaves, en el caso del estado de Quintana Roo, existe un enclave turístico que es un factor no observable en nuestro modelo, afectando a la concentración del ingreso personal.

Al hacer el análisis por cuartiles podemos observar que en el primer cuartil se encuentran la mayoría de los estados que presentan los mayores ingresos per cápita y nivel educativo, como es el caso del D.F., Nuevo León, Baja California y Coahuila, y también observamos que no se encuentra ningún estado de la región sur al hacer dicho análisis, todos los estados comprendidos en este cuartil son de la región norte y centro. En el segundo cuartil también se presentan sólo estados de la región norte y

centro, son estados con niveles medio de ingreso per cápita y de nivel educativo; en el tercer cuartil encontramos estados de las tres regiones analizadas; el último cuartil está conformado por los estados que presentan los ingresos per cápita inferiores y los niveles educativos más bajos, como son; Chiapas, Oaxaca, Guerrero e Hidalgo, observamos también que la mayoría de los estados son de la región sur.

Estos factores no observables a los que hacemos referencia pueden ser a los que se hace mención en el capítulo dos; tasa de desempleo, tasa de crecimiento de la población, inversión extranjera directa, inversión en infraestructura, gasto social del gobierno, impuestos, enclaves.

En el cuadro 4.2 se presentan los resultados del modelo de efectos aleatorios.

Cuadro 4.2. Modelo de efectos aleatorios

Variable dependiente Coeficiente de Gini			
Método Mínimos Cuadrados Generalizados			
Secciones cruzadas 32, observaciones 5			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Probabilidad
Constante	0.668051	0.024333	0.0000
Ingreso	-7.19E-05	2.29E-05	0.0020
Ingreso2	9.40E-09	5.12E-09	0.0681
SUPP	0.001597	0.000672	0.0186
R cuadrada	0.3233		
R cuadrada ajustada	0.3103		

En este modelo la única variable no significativa al 5%, es el ingreso per cápita al cuadrado, pero si es significativa al 10%. El coeficiente de determinación es de 0.32, más bajo que el MEF. Los signos de las variables independientes son los mismos que los de la MEF, en cuanto a los coeficientes del modelo encontramos que la variable ingreso tiene un efecto considerable sobre el coeficiente de Gini⁴⁹.

El modelo de efectos aleatorios también refleja como es que los factores no observables están afectando al coeficiente de Gini en cada unidad corte transversal de

⁴⁹ Ver la nota al pie de página número 48

manera independiente a cada una de ellas. Esta información se presenta también por cuartiles. (Ver cuadro 4.4).

Lo que se observa en el cuadro 4.4 es una separación de estados muy parecida al MEF. En el primero y segundo cuartil sólo se presentan estados de la región norte y centro que son los estados con niveles altos y medios de ingreso per cápita y nivel educativo; en el tercero y cuarto cuartil se concentran una mayor cantidad de estados de la región sur, estados que presentan los niveles más bajos de ingreso per cápita y de nivel educativo. También observamos que los estados de Guerrero y Quintana-Roo son nuevamente los estados en donde los efectos no observables tienen un mayor impacto sobre la concentración del ingreso personal.

Cuadro 4.3. Efectos Fijos

Primer cuartil			Segundo cuartil		
Estado	Coefficiente	Probabilidad	Estado	Coefficiente	Probabilidad
Distrito Federal	0.379114	0.0000	Aguascalientes	0.521008	0.0000
Baja California	0.495737	0.0000	Colima	0.534246	0.0000
Nuevo León	0.50707	0.0000	Jalisco	0.535843	0.0000
Coahuila	0.50828	0.0000	Chihuahua	0.543529	0.0000
Sonora	0.511135	0.0000	Querétaro	0.545523	0.0000
Nayarit	0.511971	0.0000	Puebla	0.548414	0.0000
Tlaxcala	0.513504	0.0000	Morelos	0.554772	0.0000
Tamaulipas	0.520585	0.0000	Sinaloa	0.554803	0.0000
Tercer cuartil			Cuarto Cuartil		
Estado	Coefficiente	Probabilidad	Estado	Coefficiente	Probabilidad
Baja California Sur	0.561537	0.0000	Veracruz	0.596098	0.0000
Tabasco	0.568245	0.0000	Zacatecas	0.605344	0.0000
Durango	0.571525	0.0000	Chiapas	0.617949	0.0000
Campeche	0.579088	0.0000	Estado de México	0.618259	0.0000
Yucatán	0.58756	0.0000	Oaxaca	0.620753	0.0000
San Luis Potosí	0.587926	0.0000	Hidalgo	0.621448	0.0000
Michoacán	0.587928	0.0000	Guerrero	0.621643	0.0000
Guanajuato	0.594397	0.0000	Quintana-Roo	0.658545	0.0000

Fuente: elaboración propia con base en las salidas econométricas del modelo de efectos fijos

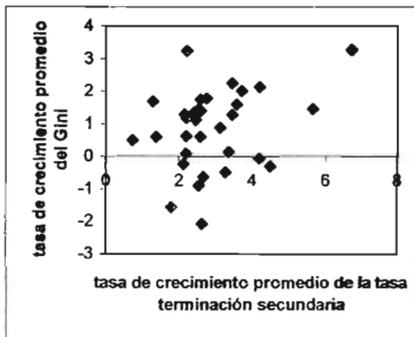
Cuadro 4.4. Efectos Aleatorios.

Primer cuartil		Segundo cuartil	
Estado	Coefficiente	Estado	Coefficiente
Tlaxcala	0.638156	Jalisco	0.662093
Nayarit	0.653538	Puebla	0.662503
Coahuila	0.65367	Chihuahua	0.663703
Baja California	0.654121	Colima	0.66402
Aguascalientes	0.654495	Michoacán	0.665331
Distrito Federal	0.654943	Durango	0.665493
Querétaro	0.659381	Sonora	0.665615
Morelos	0.661512	Nuevo León	0.667601
Tercer cuartil		Cuarto cuartil	
Estado	Coefficiente	Estado	Coefficiente
San Luis Potosí	0.668536	Zacatecas	0.674405
Guanajuato	0.669083	Campeche	0.676896
Tabasco	0.669895	Sinaloa	0.679484
Veracruz	0.67186	Oaxaca	0.680415
Chiapas	0.672134	Hidalgo	0.68151
Yucatán	0.672478	Estado de México	0.686137
Baja California Sur	0.673997	Guerrero	0.686972
Tamaulipas	0.674344	Quintana-Roo	0.693313

Fuente: elaboración propia con base en las salidas econométricas del modelo de efectos aleatorios

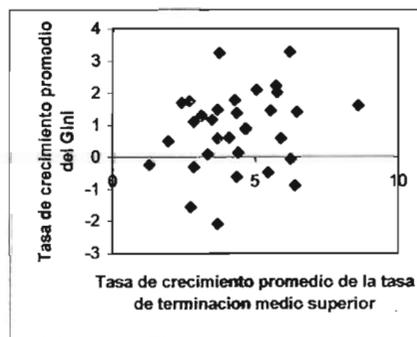
Para corroborar la no significancia de la educación en la regresión, se graficaron cuatro diagramas de dispersión con las tasas de crecimiento promedio de la educación y la tasa de crecimiento promedio del Gini (gráficas 4.1, 4.2, 4.3 y 4.4). Como se puede observar no existe una asociación clara entre estas variables.

Gráfica 4.1



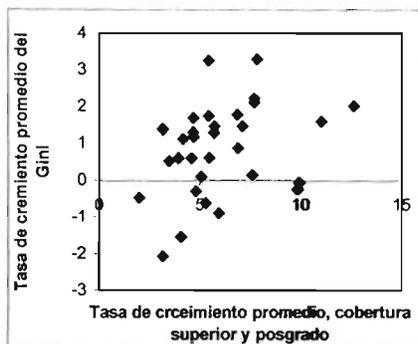
Fuente: elaboración propia con base en los cuadros 1 y 5 del anexo

Gráfica 4.2



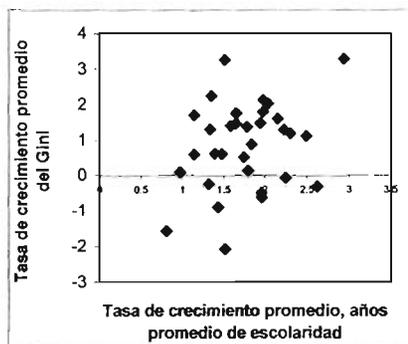
Fuente: elaboración propia con base en los cuadros 1 y 6 del anexo

Gráfica 4.3



Fuente: elaboración propia con base en los cuadros 1 y 7 del anexo

Gráfica 4.4



Fuente: elaboración propia con base en los cuadros 1 y 3 del anexo

De nuestro modelo se derivan las siguientes conclusiones

- Todos los modelos fueron estadísticamente significativos, por lo que de acuerdo a los coeficientes obtenidos se confirma una relación negativa entre el ingreso per cápita y la desigualdad del ingreso, por lo que se aceptaría en este trabajo la hipótesis de Kuznets, más específicamente nos encontraríamos en la parte de pendiente negativa de la curva de Kuznets . Todas las variables educativas que se fueron introduciendo al modelo presentaron una relación positiva sobre la desigualdad del ingreso; por lo que se rechaza la hipótesis de que el crecimiento económico, para reducir la desigualdad, debería venir acompañado de un aumento en la cobertura educativa.
- Otra conclusión interesante que se desprende de los resultados obtenidos en el modelo de efectos fijos, es la incidencia de los factores no observables sobre la desigualdad del ingreso de cada estado, en la cual se observó que los estados que presentan mayores ingresos per cápita, y mayores coberturas educativas, los factores no observables tienen una menor incidencia sobre la concentración

del ingreso. Esto se observó mejor en la separación de los estados por cuartiles, en donde en el primer cuartil se encuentran los estados con mayores ingresos per cápita y coberturas educativas, y en el último cuartil se encuentran los estados con menores ingresos per cápita y menor cobertura educativa.

- En particular, consideramos que el factor educativo no ha sido significativo para reducir la desigualdad debido a que nuestro país aun tiene fuertes rezagos, no solo de cobertura sino de calidad en la educación. Esto se puede corroborar con el informe sobre educación (2000-2003) que elaboró la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) y que es difundido en México por el Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (INEE), el cual también incluyó las pruebas PISA (de las siglas en inglés *Programme for International Student Assessment*).⁵⁰ Una pequeña parte de este informe reporta lo siguiente: En aptitudes para matemáticas y lectura México se ubica en el lugar 37, en ciencias se coloca en la posición 38 de un total de 41 naciones.⁵¹ En el informe de *The Global Competitiveness Report* (2003-2004) del *World Economic Forum*, donde se puntualiza que México ocupa el lugar 80 (de 102 países evaluados) en la calidad de las matemáticas y ciencias de la educación, adicionalmente, en la calidad del sistema educativo ocupa el 74; en la disponibilidad de científicos e ingenieros el 81, y en calidad de las instituciones científicas de investigación el 52.⁵²

El cuadro 4.5 muestra un comparativo de la cobertura educativa entre distintos países evaluados en el informe educativo de la OCDE. En el cual podemos observar los grandes rezagos que tiene nuestro país en cobertura educativa.

⁵⁰ Véase Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (inee) en Resultados de la prueba PISA 2000 Y 2003 en México. <http://capacitacion.ilce.edu.mx/inee/estadisticas>

⁵¹ Véase Martínez, Naurit. "México es último en educación en OCDE". El Universal. México. 2004, 07 de diciembre de 2004, p. 2 (nación)

⁵² Véase Alponente, Juan. "La educación retrocede en México". El Universal. México. 2004, 20 de diciembre de 2004, (opinión).

Cuadro 4.5. Comparativo de la cobertura educativa (algunos países de la OCDE)

Países	Escolaridad promedio, años (25-64)	Población con educación media superior o más %	Población con educación superior o más %	Gasto por estudiante en dólares (secundaria)	Porcentaje de la población de 15 años inscrita al menos en secundaria
México	7.4	13	5	1,915	58
Máximo OCDE	13.8	88	43	-----	-----
Mínimo OCDE	7.4	13	5	-----	-----
Media OCDE	11.8	65	24	-----	-----
Estados Unidos	12.7	87	38	8,779	100
España	10.3	41	24	5,442	92
Portugal	8.0	20	9	5,976	91
Turquía	9.6	25	9	-----	54
Corea	11.7	71	26	5,159	100
Brasil	-----	-----	-----	864	65
Uruguay	-----	-----	-----	1,046	74

Fuente: elaboración propia a partir de la evaluación para la educación 2003-2004. inee op. cit

CONCLUSIONES

- El razonamiento de Kuznets sugiere una hipótesis de desarrollo en el que el progreso económico, medido por el ingreso per cápita, está acompañado en sus fases iniciales por el incremento de la desigualdad en la distribución del ingreso, pero esta desigualdad tenderá a disminuir en los grados avanzados del desarrollo económico. Que gráficamente se expresó en la forma de "U" invertida.
- El modelo de Lydall está constituido por un sector moderno y otro tradicional, en el cual el sector moderno tiene actividades de alta productividad y el sector tradicional actividades de baja productividad, y estas diferencias de productividad inducirán movimientos de la población del sector tradicional al moderno. La amplia dispersión de la productividad entre los sectores tenderá a disminuir según Lydall, por el progreso de la modernización económica que hará que las diferencias de productividad tiendan a disminuir y que este proceso presionará en la reducción de la desigualdad de la distribución del ingreso.
- El razonamiento de Lewis sugiere que el desarrollo necesariamente debe ser desigual ya que no se inicia en todas las partes de una economía al mismo tiempo, sino que este ocurre inicialmente en enclaves que incluyen al principio una pequeña parte de la población. Para Lewis el desarrollo de un enclave en cualquier país puede aumentar o disminuir la desigualdad del ingreso según el gobierno apoye o no a las zonas o sectores con menos desarrollo y depende también de la naturaleza del enclave.
- Los trabajos empíricos revisados sugieren que los resultados que son favorables a la hipótesis de la curva de Kuznets aparecen incrementados o, de errores de medición en las estimaciones de la distribución del ingreso, resultado de la falta de una definición uniforme del concepto de ingreso entre países; o de las diferencias estructurales entre países desarrollados y subdesarrollados. Como

pudo observarse, los resultados en la mayoría de las pruebas con la inclusión de dummies en los modelos de desigualdad del ingreso hace desaparecer la curva de U invertida. Ejemplo de ello es el modelo econométrico elaborado por Deininger y Squire.

- Por otra parte, las investigaciones advierten la necesidad de poner atención en la forma de cómo se distribuye el ingreso para un solo índice de desigualdad y advierten que las variaciones en las formas funcionales pueden afectar significativamente los resultados, teniendo que el soporte empírico de la curva de Kuznets puede estar condicionado a determinada especificación del modelo, indicador de la desigualdad y periodo de tiempo.
- La desigualdad en la distribución del ingreso a nivel nacional tendió aumentar en el periodo de estudio y esto tuvo una estrecha vinculación con la reducción del ingreso per cápita. Es decir, a mayores niveles de desigualdad en el ingreso, menores ingresos per cápita. Todos los indicadores educativos analizados a nivel nacional tendieron a incrementarse con el paso del tiempo, sin embargo, esto no se vio reflejado en una reducción de la desigualdad del ingreso.
- En el análisis estatal de la desigualdad del ingreso, existe una alta heterogeneidad entre las entidades federativas. Una constante fue que los estados con mayores concentraciones del ingreso, también presentaron los ingresos per cápita más bajos; como fue el caso de los estados de Oaxaca, Chiapas, Guerrero y Yucatán. Y en general, los estados con menor concentración del ingreso fueron los estados con mayores ingresos per cápita. La vinculación entre el capital humano y la distribución del ingreso no es del todo clara, debido a que hay estados que presentan niveles educativos medios o altos como es el caso de los estados de Quintana-Roo y Nuevo León, pero sus niveles de concentración del ingreso son mayores que estados que presentan una menor cobertura educativa.

- El análisis a nivel regional presentó una clara diferencia entre las tres regiones analizadas (norte, centro y sur). La región sur fue la que manifestó una desigualdad del ingreso más alta, luego la región centro y por último la región norte que tiene la desigualdad del ingreso más baja; se comprobó que las diferencias distributivas del ingreso de la región sur tienden a ser más desiguales que las otras dos regiones. La región norte y centro presentan coberturas educativas e ingresos per cápita superiores a las de la región sur.
- A la conclusión general que llegamos es que hay una vinculación inversa entre el ingreso per cápita y la concentración del ingreso; lo que parecería indicar que en el periodo analizado México opera en la etapa decreciente de la curva de Kuznets.
- Todos los modelos fueron estadísticamente significativos, por lo que de acuerdo a los coeficientes obtenidos se confirma una relación negativa entre el ingreso per cápita y la desigualdad del ingreso, por lo que se aceptaría en este trabajo la hipótesis de Kuznets, más específicamente nos encontraríamos en la parte de pendiente negativa de la curva de Kuznets. Todas las variables educativas que se fueron introduciendo al modelo presentaron una relación positiva sobre la desigualdad del ingreso; por lo que se rechaza la hipótesis de que el crecimiento económico para reducir la desigualdad, debería venir acompañado de un aumento en la cobertura educativa.
- Otra conclusión interesante que se desprende de los resultados obtenidos en el modelo de efectos fijos, es la incidencia de los factores no observables sobre la desigualdad del ingreso de cada estado, en la cual se observó que los estados que presentan mayores ingresos per cápita, y mayores coberturas educativas, los factores no observables tienen una menor incidencia sobre la concentración del ingreso. Esto se observó mejor en la separación de los estados por cuartiles,

en donde en el primer cuartil se encuentran los estados con mayores ingresos per cápita y coberturas educativas, y en el último cuartil se encuentran los estados con menores ingresos per cápita y menor cobertura educativa.

- En particular, consideramos que el factor educativo no ha sido significativo para reducir la desigualdad debido a que nuestro país aun tiene fuertes rezagos, no solo de cobertura sino de calidad en la educación. Esto se puede corroborar con el informe sobre educación (2000-2003) que elaboró la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) y que es difundido en México por el Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (INEE), el cual también incluyó las pruebas PISA (de las siglas en inglés *Programme for International Student Assessment*).⁵³ Una pequeña parte de este informe reporta lo siguiente: En aptitudes para matemáticas y lectura México se ubica en el lugar 37, en ciencias se coloca en la posición 38 de un total de 41 naciones.⁵⁴ En el informe de *The Global Competitiveness Report (2003-2004)* del *World Economic Forum*, donde se puntualiza que México ocupa el lugar 80 (de 102 países evaluados) en la calidad de las matemáticas y ciencias de la educación, adicionalmente, en la calidad del sistema educativo ocupa el 74; en la disponibilidad de científicos e ingenieros el 81, y en calidad de las instituciones científicas de investigación el 52.⁵⁵

⁵³ Véase Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (inee) en Resultados de la prueba PISA 2000 Y 2003 en México. <http://capacitacion.ilce.edu.mx/inee/estadisticas>

⁵⁴ Véase Martínez, Naurit. "México es último en educación en OCDE". El Universal. México. 2004, 07 de diciembre de 2004, p. 2 (nación)

⁵⁵ Véase Alponze, Juan. "La educación retrocede en México". El Universal. México. 2004, 20 de diciembre de 2004, (opinión).

Anexos

ANEXO1. CUADROS ESTADÍSTICOS

CUADRO 1. Coeficiente de Gini

estado	1994	1996	1998	2000	2002	media
Aguascalientes	0.546	0.553	0.606	0.556	0.613	0.574
Baja California	0.570	0.462	0.572	0.558	0.503	0.533
Baja California Sur	0.616	0.584	0.602	0.530	0.604	0.587
Campeche	0.601	0.613	0.666	0.636	0.666	0.636
Coahuila	0.626	0.571	0.611	0.578	0.529	0.583
Colima	0.476	0.604	0.664	0.617	0.615	0.595
Chiapas	0.525	0.546	0.655	0.688	0.679	0.619
Chihuahua	0.560	0.571	0.533	0.618	0.588	0.574
Distrito Federal	0.566	0.532	0.577	0.579	0.571	0.565
Durango	0.552	0.569	0.624	0.592	0.634	0.594
Guanajuato	0.537	0.540	0.578	0.651	0.609	0.583
Guerrero	0.620	0.630	0.658	0.701	0.681	0.658
Hidalgo	0.572	0.596	0.696	0.680	0.671	0.643
Jalisco	0.537	0.578	0.575	0.586	0.600	0.575
México	0.606	0.645	0.640	0.641	0.564	0.619
Michoacán	0.517	0.613	0.603	0.619	0.611	0.592
Morelos	0.492	0.586	0.614	0.632	0.587	0.582
Nayarit	0.555	0.587	0.596	0.597	0.619	0.591
Nuevo León	0.583	0.608	0.628	0.574	0.612	0.601
Oaxaca	0.663	0.626	0.624	0.644	0.647	0.641
Puebla	0.643	0.594	0.639	0.585	0.618	0.616
Querétaro	0.537	0.545	0.600	0.647	0.586	0.583
Quintana Roo	0.619	0.633	0.648	0.693	0.616	0.642
San Luis Potosí	0.661	0.558	0.664	0.591	0.629	0.621
Sinaloa	0.573	0.652	0.610	0.640	0.635	0.622
Sonora	0.540	0.556	0.589	0.629	0.617	0.586
Tabasco	0.566	0.630	0.536	0.666	0.653	0.610
Tamaulipas	0.576	0.659	0.677	0.587	0.605	0.621
Tlaxcala	0.515	0.565	0.565	0.571	0.536	0.551
Veracruz	0.596	0.590	0.592	0.607	0.639	0.605
Yucatán	0.612	0.685	0.633	0.651	0.619	0.640
Zacatecas	0.585	0.569	0.638	0.655	0.657	0.621
Media	0.573	0.589	0.616	0.619	0.613	0.602
Máximo	0.663	0.685	0.696	0.701	0.681	0.658
Mínimo	0.476	0.462	0.533	0.530	0.503	0.533

Fuente: Cálculos propios con base en microdatos de las ENIGH para los años 1994, 1996, 1998, 2000 y 2002

CUADRO 2. Ingresos per cápita de los perceptores. (Pesos de 1994)

estado	1994	1996	1998	2000	2002	media
Aguascalientes	2300.300	1413.764	1273.997	1829.878	1705.885	1704.765
Baja California	3144.593	3259.253	2567.984	2936.796	3298.604	3041.446
Baja California Sur	2438.689	2508.726	2262.219	2178.449	2192.638	2316.144
Campeche	1275.995	1377.899	957.857	1364.633	1419.163	1279.110
Coahuila	1839.139	1522.971	1338.933	1322.713	1708.463	1546.444
Colima	2276.993	1655.077	1070.776	1515.088	2051.365	1713.860
Chiapas	1987.583	812.431	943.149	1473.187	741.653	1191.601
Chihuahua	2078.866	1883.781	2359.644	1934.057	2256.095	2102.489
Distrito Federal	4674.431	3039.678	3011.109	3517.566	2824.547	3413.466
Durango	1473.774	1506.988	1748.727	1537.808	1512.074	1555.874
Guanajuato	1754.210	1570.596	1615.937	2727.634	1771.031	1887.882
Guerrero	1103.925	1200.828	1075.218	1105.953	1170.340	1131.253
Hidalgo	1235.513	1142.459	987.378	1540.373	846.112	1150.367
Jalisco	3111.894	1740.429	1841.884	1925.388	1716.693	2067.258
México	3196.909	1325.231	1628.903	1861.587	1813.919	1965.310
Michoacán	1925.547	1206.522	1417.391	1538.468	1390.263	1495.638
Morelos	2003.447	1562.608	1310.251	1945.316	1705.285	1705.381
Nayarit	1216.723	1362.030	1181.016	1681.270	1367.756	1361.759
Nuevo León	2487.885	1596.440	2030.781	1624.447	2095.432	1966.997
Oaxaca	1046.162	961.278	905.593	1724.517	1102.802	1148.071
Puebla	1127.354	975.961	1011.789	1394.239	1144.875	1130.844
Querétaro	1376.353	1691.845	1171.816	1972.176	1960.925	1634.623
Quintana Roo	1789.519	1786.104	1261.532	1421.270	1485.636	1548.812
San Luis Potosí	1100.726	1190.886	928.985	1226.943	1115.916	1112.691
Sinaloa	2295.214	3061.985	1718.998	1308.088	1317.167	1940.290
Sonora	2795.406	1971.801	1951.923	2497.538	1723.379	2188.010
Tabasco	1393.001	1637.277	1367.993	1433.397	1611.920	1488.718
Tamaulipas	1742.423	2379.334	1759.030	1466.230	1780.063	1825.416
Tlaxcala	1609.973	1208.049	1096.790	1274.295	1572.015	1352.224
Veracruz	1780.462	1158.558	1593.420	1647.251	1538.820	1543.702
Yucatán	1342.482	841.094	784.908	983.004	876.786	965.655
Zacatecas	1536.725	1052.094	1111.732	1441.200	1383.940	1305.138
Media	1951.944	1612.624	1477.740	1729.711	1631.299	1680.664
Máximo	4674.431	3259.253	3011.109	3517.566	3298.604	3413.466
Mínimo	1046.162	812.431	784.908	983.004	741.653	965.655

Fuente: Cálculos propios con base en microdatos de las ENIGH para los años 1994, 1996, 1998, 2000 y 2002

VARIABLES EDUCATIVAS

Cuadro 3. Años promedio de escolaridad

estado	1994	1996	1998	2000	2002	MEDIA
Aguascalientes	7.173	7.410	7.656	7.910	8.172	7.664
Baja California	7.795	7.922	8.050	8.180	8.312	8.052
Baja California Sur	7.764	7.970	8.182	8.400	8.624	8.188
Campeche	6.334	6.619	6.918	7.230	7.556	6.931
Coahuila	7.731	7.967	8.210	8.460	8.718	8.217
Colima	7.028	7.242	7.463	7.690	7.924	7.469
Chiapas	4.664	4.943	5.238	5.550	5.881	5.255
Chihuahua	7.187	7.389	7.597	7.810	8.029	7.602
Distrito Federal	9.107	9.284	9.465	9.650	9.838	9.469
Durango	6.661	6.883	7.113	7.350	7.595	7.120
Guanajuato	5.669	5.915	6.172	6.440	6.719	6.183
Guerrero	5.513	5.770	6.039	6.320	6.614	6.051
Hidalgo	5.919	6.162	6.416	6.680	6.955	6.426
Jalisco	6.933	7.155	7.384	7.620	7.864	7.391
México	7.483	7.699	7.921	8.150	8.385	7.928
Michoacán	5.644	5.870	6.106	6.350	6.604	6.115
Morelos	7.160	7.355	7.555	7.760	7.971	7.560
Nayarit	6.547	6.783	7.027	7.280	7.542	7.036
Nuevo León	8.339	8.532	8.729	8.930	9.136	8.733
Oaxaca	4.974	5.238	5.517	5.810	6.119	5.532
Puebla	6.099	6.340	6.590	6.850	7.120	6.600
Querétaro	6.678	7.014	7.368	7.740	8.130	7.386
Quintana Roo	6.932	7.247	7.576	7.920	8.280	7.591
San Luis Potosí	6.230	6.477	6.733	7.000	7.277	6.743
Sinaloa	7.045	7.235	7.430	7.630	7.836	7.435
Sonora	7.680	7.856	8.036	8.220	8.408	8.040
Tabasco	6.377	6.631	6.895	7.170	7.455	6.906
Tamaulipas	7.436	7.657	7.885	8.120	8.362	7.892
Tlaxcala	6.940	7.185	7.438	7.700	7.971	7.447
Veracruz	5.870	6.089	6.315	6.550	6.794	6.323
Yucatán	6.174	6.398	6.630	6.870	7.119	6.638
Media	6.716	6.947	7.186	7.434	7.691	7.195
Máximo	9.107	9.284	9.465	9.650	9.838	9.469
Mínimo	4.664	4.943	5.238	5.550	5.881	5.255

Fuente: Secretaría de Educación Pública, reporte de indicadores educativos CD-ROM 2003

Cuadro 4. Porcentaje de analfabetas

estados	1994	1996	1998	2000	2002	media
Aguascalientes	5.800	5.400	5.000	4.600	4.200	5.000
Baja California	4.100	3.800	3.600	3.400	2.900	3.560
Baja California Sur	5.000	4.600	4.300	4.000	3.800	4.340
Campeche	14.000	13.200	12.200	11.200	10.500	12.220
Coahuila	4.900	4.200	4.000	3.700	3.400	4.040
Colima	8.700	8.100	7.400	7.000	6.400	7.520
Chiapas	26.600	25.200	23.800	22.400	21.500	23.900
Chihuahua	5.500	5.200	4.900	4.700	4.300	4.920
Distrito Federal	3.200	3.000	2.900	2.800	2.700	2.920
Durango	6.200	5.600	5.100	5.300	5.100	5.460
Guanajuato	14.500	13.400	12.400	11.700	11.200	12.640
Guerrero	24.400	23.400	22.200	21.100	20.300	22.280
Hidalgo	17.500	16.400	15.400	14.400	13.400	15.420
Jalisco	7.600	7.100	6.600	6.100	5.600	6.600
México	7.400	6.900	6.500	6.300	6.000	6.620
Michoacán	15.700	15.000	14.300	13.700	13.300	14.400
Morelos	10.800	10.200	9.500	8.900	8.400	9.560
Nayarit	10.300	9.800	9.300	8.700	8.300	9.280
Nuevo León	3.900	3.700	3.400	3.200	3.000	3.440
Oaxaca	23.800	22.900	22.000	21.200	20.600	22.100
Puebla	16.800	15.900	15.000	14.100	13.300	15.020
Querétaro	12.300	11.300	10.200	9.400	8.800	10.400
Quintana Roo	10.100	9.100	8.100	7.200	6.500	8.200
San Luis Potosí	13.500	12.500	11.700	11.000	10.400	11.820
Sinaloa	8.500	8.200	8.100	7.800	7.500	8.020
Sonora	5.000	4.800	4.500	4.300	4.000	4.520
Tabasco	11.200	10.600	10.000	9.500	9.000	10.060
Tamaulipas	6.100	5.700	5.300	5.000	4.700	5.360
Tlaxcala	9.100	8.500	8.000	7.600	7.200	8.080
Veracruz	16.700	16.000	15.200	14.700	14.200	15.360
Yucatán	15.200	14.000	13.100	11.700	10.900	12.980
Zacatecas	9.200	8.700	8.200	7.700	7.000	8.160
Media	11.050	10.388	9.756	9.200	8.700	9.819
Máximo	26.600	25.200	23.800	22.400	21.500	23.900
Mínimo	3.200	3.000	2.900	2.800	2.700	2.920

Fuente: Secretaría de Educación Pública, reporte de indicadores educativos CD-ROM 2003

Cuadro 5. Tasa de terminación secundaria

estado	1994	1996	1998	2000	2002	media
Aguascalientes	56.600	64.400	66.400	69.600	69.200	65.240
Baja California	59.500	62.900	71.300	60.000	68.600	64.460
Baja California Sur	69.400	73.300	70.100	72.900	82.100	73.560
Campeche	50.800	55.000	57.200	62.000	66.700	58.340
Coahuila	64.800	70.000	71.400	76.600	79.700	72.500
Colima	60.300	60.300	57.400	63.100	71.900	62.600
Chiapas	38.200	43.900	44.400	49.200	64.300	48.000
Chihuahua	52.600	51.600	55.800	57.500	62.600	56.020
Distrito Federal	76.700	79.600	84.500	80.100	91.300	82.440
Durango	53.400	58.100	57.000	60.500	65.500	58.900
Guanajuato	46.700	46.700	50.900	62.100	61.900	53.660
Guerrero	46.100	48.700	54.900	56.600	54.900	52.240
Hidalgo	62.700	66.000	74.300	77.400	84.000	72.880
Jalisco	52.900	55.200	57.900	61.600	65.000	58.520
México	57.400	63.200	63.700	65.500	70.200	64.000
Michoacán	43.900	42.300	50.000	53.700	61.100	50.200
Morelos	61.300	66.900	70.900	75.800	80.500	71.000
Nayarit	65.900	67.600	71.900	75.800	79.900	72.220
Nuevo León	72.800	80.100	79.700	76.900	81.200	78.140
Oaxaca	46.700	50.200	54.400	61.900	66.400	55.920
Puebla	51.200	52.600	56.700	62.800	66.200	57.900
Querétaro	55.300	56.800	58.700	60.600	67.200	59.720
Quintana Roo	49.000	55.100	59.300	65.000	68.100	59.300
San Luis Potosí	60.000	61.500	62.400	75.800	74.100	66.760
Sinaloa	60.800	62.500	63.500	70.600	72.100	65.900
Sonora	65.800	57.700	70.600	73.300	72.900	68.060
Tabasco	62.300	61.200	63.800	73.700	77.400	67.680
Tamaulipas	60.300	55.500	61.500	72.200	74.000	64.700
Tlaxcala	68.000	70.700	72.700	75.200	72.100	71.740
Veracruz	52.300	55.700	57.100	63.900	66.900	59.180
Yucatán	55.600	60.400	59.300	68.700	72.500	63.300
Zacatecas	45.800	46.900	56.200	55.000	71.100	55.000
Media	57.034	59.456	62.684	66.738	71.300	63.443
Máximo	76.700	80.100	84.500	80.100	91.300	82.440
Mínimo	38.200	42.300	44.400	49.200	54.900	48.000

Fuente: Secretaría de Educación Pública, reporte de indicadores educativos CD-ROM 2003

Cuadro 6. Tasa de terminación media superior

estado	1994	1996	1998	2000	2002	Media
Aguascalientes	24.200	30.000	36.700	36.200	37.300	32.880
Baja California	23.500	25.300	26.300	28.000	29.200	26.460
Baja California Sur	38.700	39.400	36.800	41.100	42.900	39.780
Campeche	29.500	24.100	29.600	34.800	37.700	31.140
Coahuila	31.300	37.100	44.000	42.400	41.800	39.320
Colima	27.900	25.900	32.100	36.100	37.400	31.880
Chiapas	18.600	19.100	24.800	25.600	30.200	23.660
Chihuahua	24.600	22.700	28.300	31.400	33.900	28.180
Distrito Federal	42.500	43.100	47.000	45.300	55.300	46.640
Durango	26.700	27.500	28.900	30.500	33.000	29.320
Guanajuato	14.700	17.800	22.000	25.300	28.500	21.660
Guerrero	25.100	30.400	32.600	30.600	33.000	30.340
Hidalgo	22.500	23.400	31.200	31.500	35.300	28.780
Jalisco	22.000	21.000	23.800	29.700	36.400	26.580
México	17.400	17.600	22.300	26.800	28.700	22.560
Michoacán	18.900	20.200	21.600	22.900	28.000	22.320
Morelos	24.300	26.400	31.600	39.900	38.000	32.040
Nayarit	30.200	36.200	39.600	41.600	42.400	38.000
Nuevo León	31.700	41.400	41.200	40.800	42.300	39.480
Oaxaca	23.700	23.700	25.500	27.100	29.700	25.940
Puebla	24.700	25.000	27.800	32.800	37.800	29.620
Querétaro	23.100	22.600	25.400	26.500	28.900	25.300
Quintana Roo	19.700	26.600	29.300	34.200	32.100	28.380
San Luis Potosí	24.900	26.800	30.200	30.600	35.000	29.500
Sinaloa	35.300	45.500	46.700	43.200	45.100	43.160
Sonora	36.000	40.300	41.600	42.700	43.600	40.840
Tabasco	37.200	44.100	50.900	48.600	52.000	46.560
Tamaulipas	28.900	33.200	33.200	42.100	45.800	36.640
Tlaxcala	35.700	34.000	30.300	39.000	41.700	36.140
Veracruz	25.600	28.900	32.200	35.100	36.900	31.740
Yucatán	24.500	24.100	29.600	31.100	34.600	28.780
Zacatecas	21.200	20.400	21.700	24.200	28.300	23.160
Media	26.713	28.869	32.025	34.303	36.963	31.774
Máximo	42.500	45.500	50.900	48.600	55.300	46.640
mínimo	14.700	17.600	21.600	22.900	28.000	21.660

Fuente: Secretaría de Educación Pública, reporte de indicadores educativos CD-ROM 2003

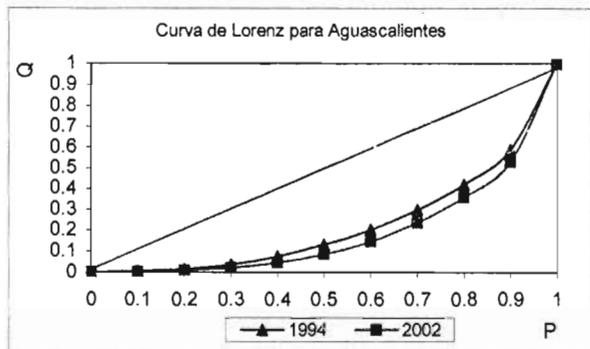
Cuadro 7. Cobertura superior y posgrado

estado	1994	1996	1998	2000	2002	media
Aguascalientes	12.800	15.600	17.800	18.800	22.100	17.420
Baja California	12.300	14.100	16.500	15.800	16.900	15.120
Baja California Sur	10.000	11.600	14.300	15.300	21.200	14.480
Campeche	12.700	14.900	17.500	18.700	19.800	16.720
Coahuila	17.800	18.700	20.100	21.500	22.800	20.180
Colima	13.700	17.100	19.500	21.100	20.900	18.460
Chiapas	5.600	6.900	7.700	8.800	10.200	7.840
Chihuahua	11.900	12.800	15.000	17.100	18.200	15.000
Distrito Federal	26.900	31.300	35.900	38.000	40.000	34.420
Durango	9.900	11.700	13.000	14.500	15.100	12.840
Guanajuato	5.400	5.900	7.600	10.700	12.500	8.420
Guerrero	10.100	12.700	13.200	14.900	14.600	13.100
Hidalgo	5.900	8.800	11.900	13.000	15.300	10.980
Jalisco	14.900	12.600	15.200	17.200	19.100	15.800
México	7.700	8.700	10.100	10.600	12.200	9.860
Michoacán	7.200	8.800	9.500	11.100	13.000	9.920
Morelos	9.800	11.500	13.800	16.300	17.700	13.820
Nayarit	16.600	20.100	21.300	21.400	21.300	20.140
Nuevo León	20.400	22.000	23.900	25.000	27.800	23.820
Oaxaca	8.300	10.000	11.100	11.900	12.100	10.680
Puebla	17.300	15.500	16.100	18.500	20.200	17.520
Querétaro	12.900	12.800	14.100	17.300	17.900	15.000
Quintana Roo	4.600	5.800	7.200	8.100	9.800	7.100
San Luis Potosí	10.000	11.000	12.600	13.800	15.100	12.500
Sinaloa	15.200	17.000	19.600	22.600	21.900	19.260
Sonora	17.400	19.800	21.500	22.400	25.100	21.240
Tabasco	10.900	14.700	14.900	17.800	18.500	15.360
Tamaulipas	18.900	23.600	25.200	27.600	27.100	24.480
Tlaxcala	12.700	12.000	13.600	15.500	16.700	14.100
Veracruz	8.000	9.400	10.400	12.000	13.600	10.680
Yucatán	10.500	12.300	14.100	16.700	18.800	14.480
Zacatecas	8.900	9.300	10.200	11.700	13.900	10.800
Media	12.100	13.719	15.450	17.053	18.481	15.361
Máximo	26.900	31.300	35.900	38.000	40.000	34.420
Mínimo	4.600	5.800	7.200	8.100	9.800	7.100

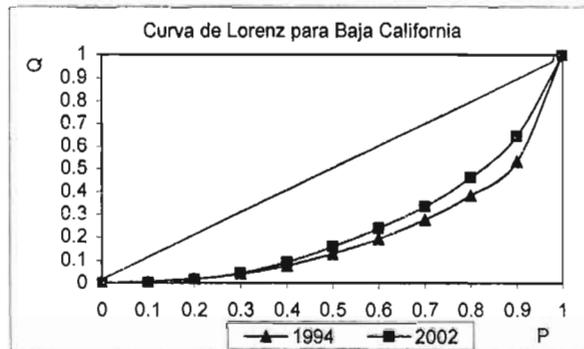
Fuente: Secretaría de Educación Pública, reporte de Indicadores educativos CD-ROM 2003

ANEXO 2. GRÁFICAS*

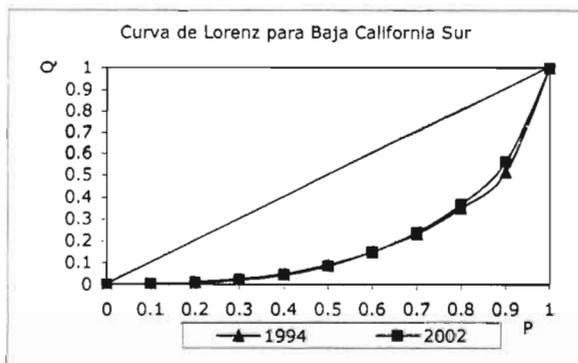
1



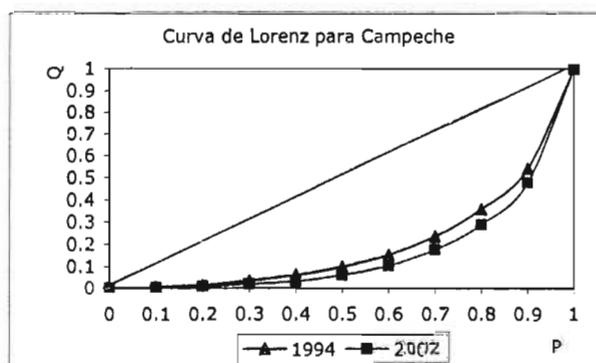
2



3

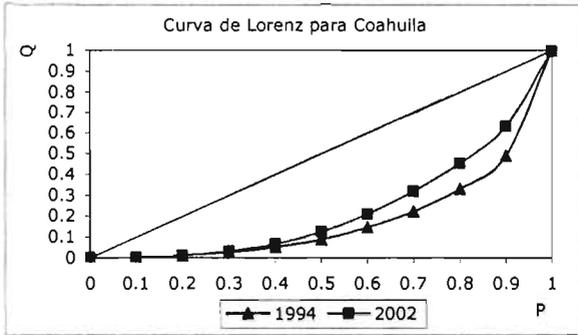


4

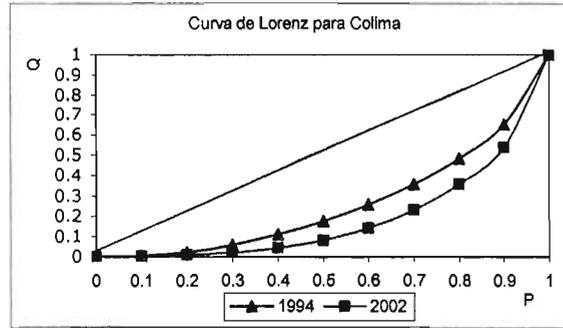


* Fuente: Construcción propia con base en microdatos de la ENIGH por los años 1994 y 2002

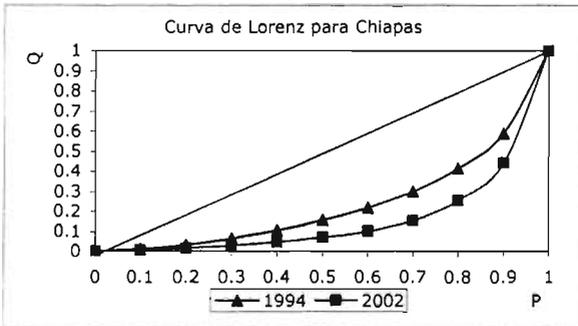
5



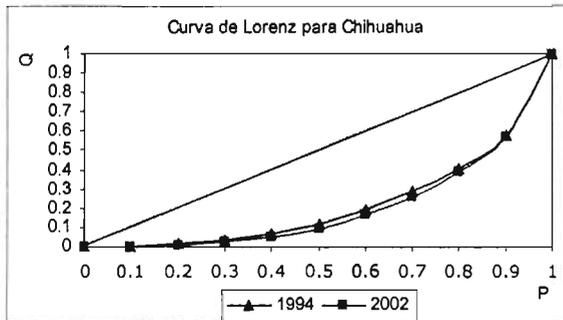
6



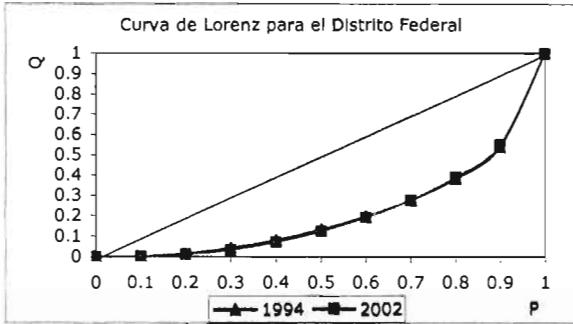
7



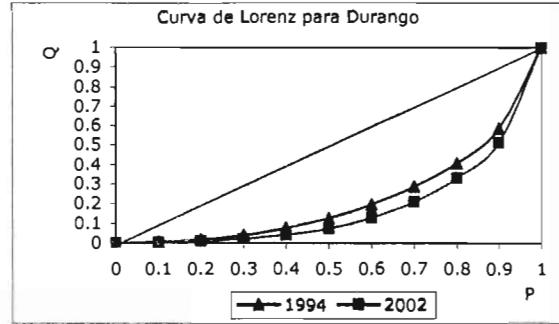
8



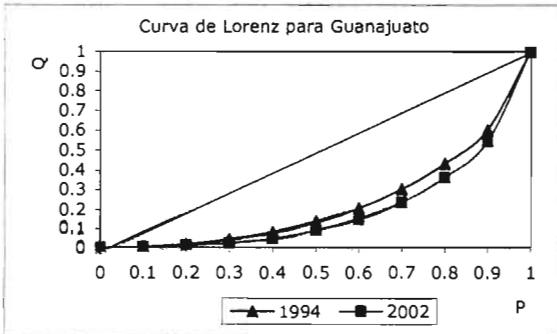
9



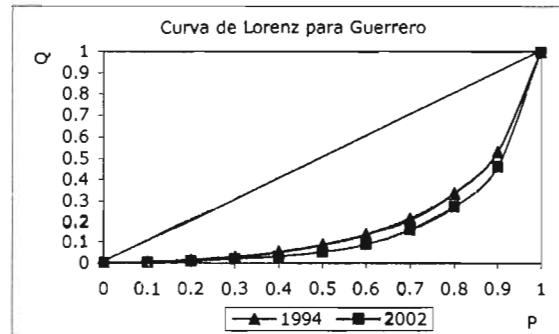
10



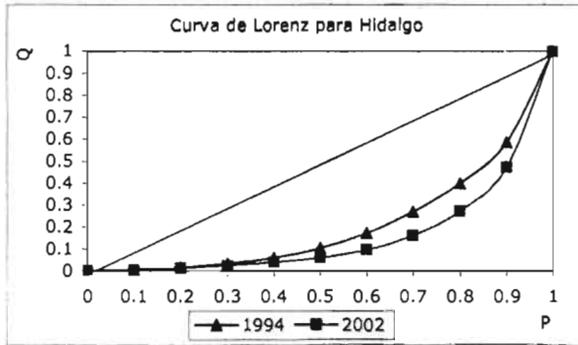
11



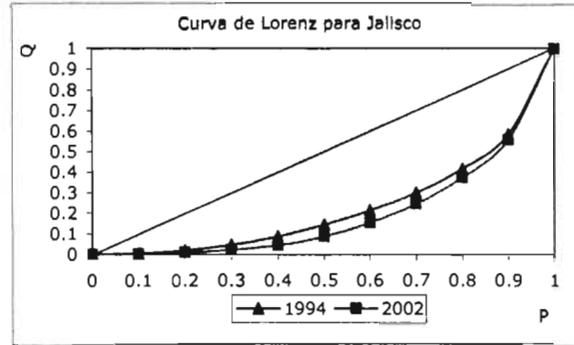
12



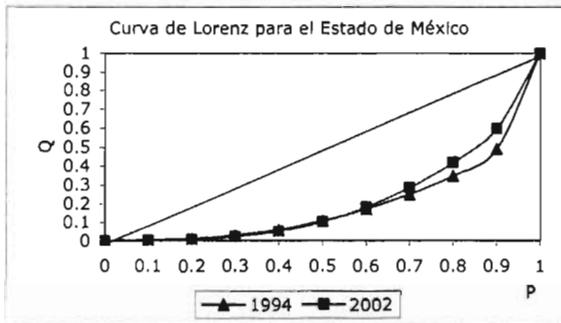
13



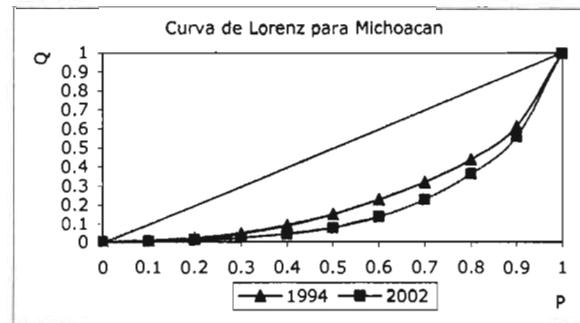
14



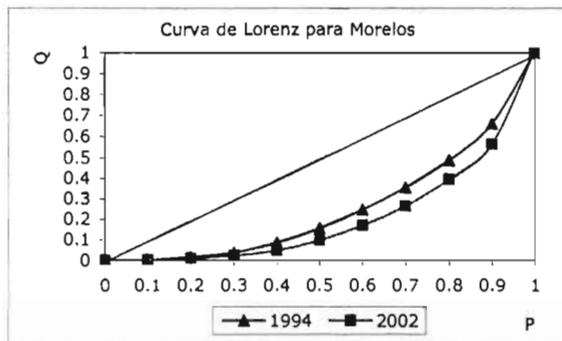
15



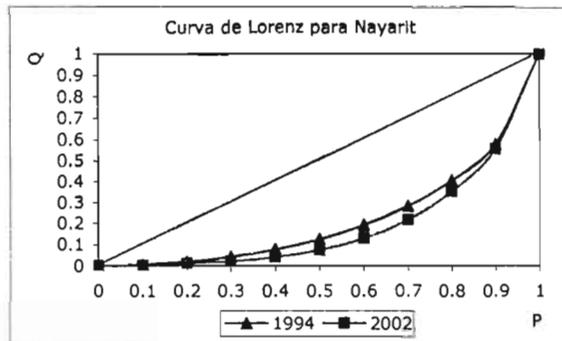
16



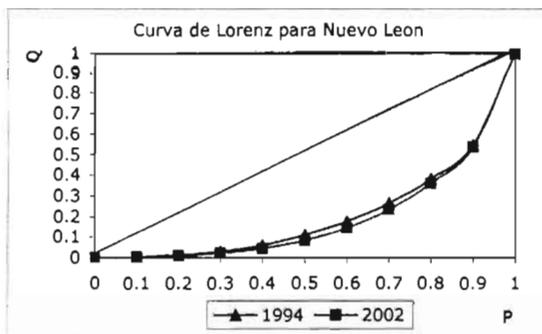
17



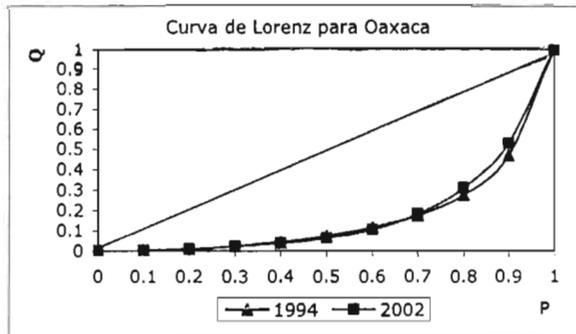
18



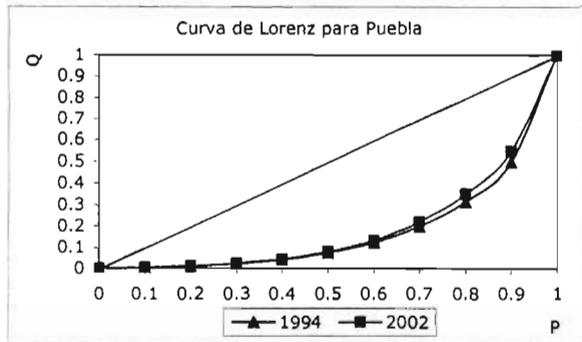
19



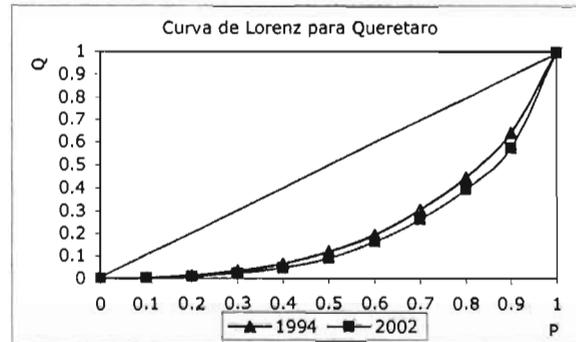
20



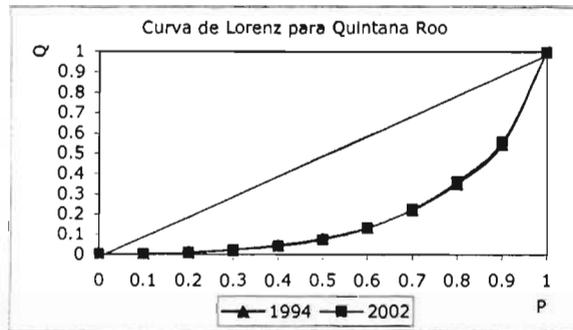
21



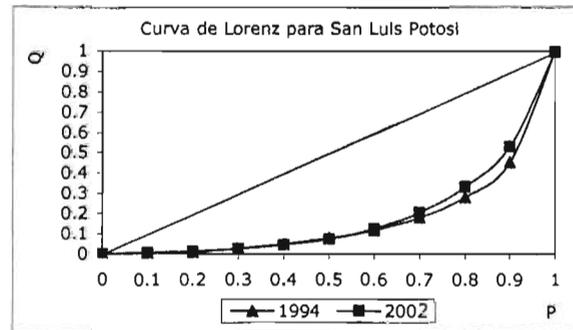
22



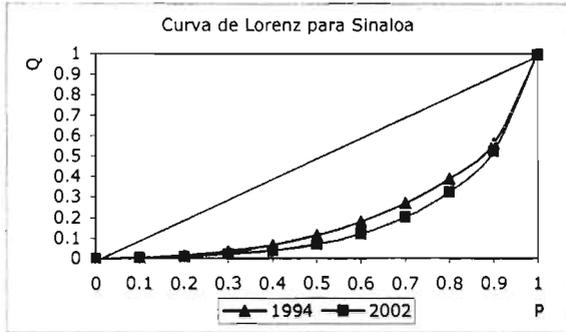
23



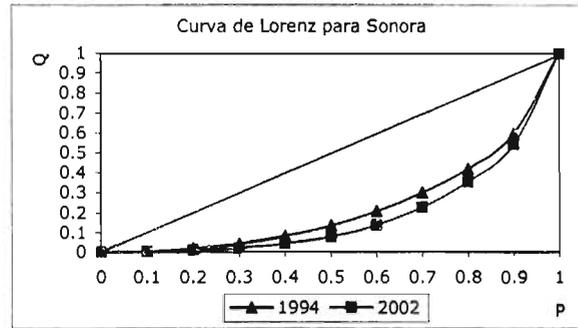
24



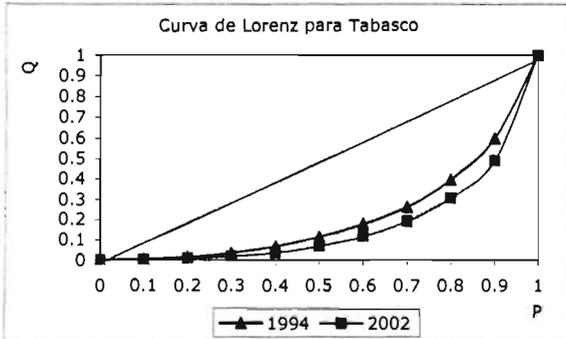
25



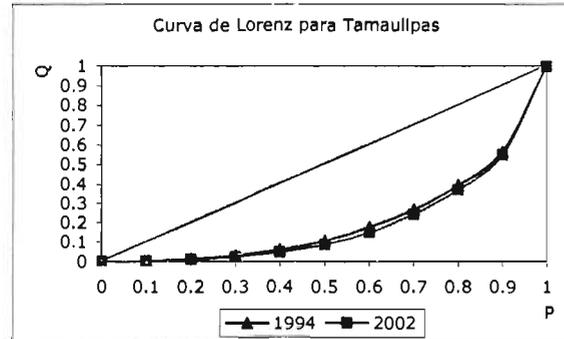
26



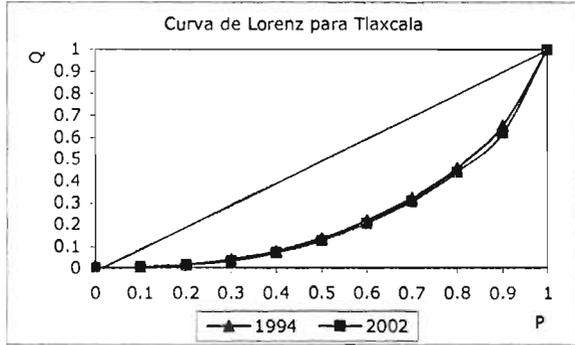
27



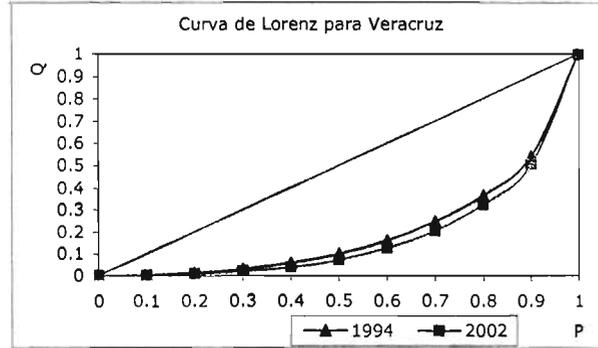
28



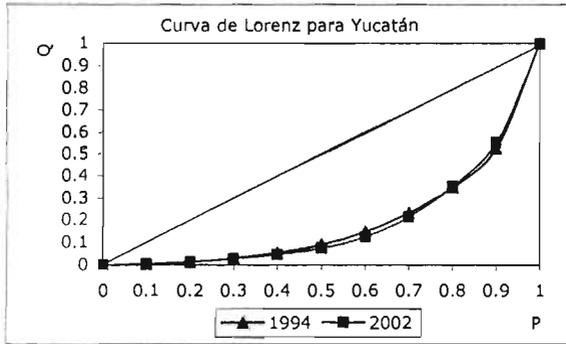
29



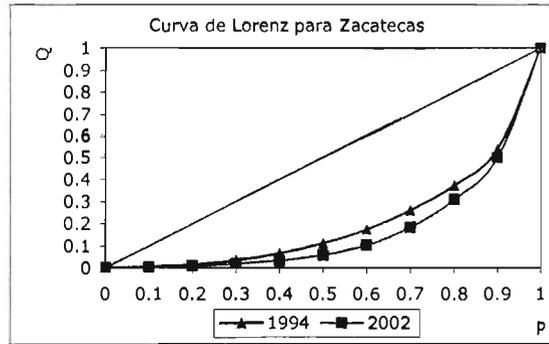
30



31



32



ANEXO 3. Pruebas y salidas econométricas

Contraste de efectos fijos

$$f_{35,123} = \frac{(0.266515 - 0.155525)/(35)}{(0.155525)/123} = 2.508$$

$$f_{tablas 5\%} = 1.55$$

Por lo tanto se rechaza H_0 , y optamos por el modelo de efectos fijos.

Contraste de efectos aleatorios

$$LM = \frac{160}{8} \left[\frac{25(0.0009026)}{0.266515} - 1 \right]^2 = 16.756$$

$$\chi^2_{tablas 1\%} = 6.635$$

Por lo tanto se rechaza H_0 , y optamos por el modelo de efectos aleatorios

Contraste de Hausman

$$W = \chi^2[\beta] = \begin{bmatrix} -6.41E-05 \\ 1.36E-08 \\ 0.00697 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} -7.19E-05 \\ 9.40E-09 \\ 0.001597 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 52820225466 & 2.7833E+14 & -271712909 \\ 2.78327E+14 & 1.6852E+18 & -1.718E+12 \\ -271712909 & -1.718E+12 & 2819584.1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -6.41E-05 \\ 1.36E-08 \\ 0.00697 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} -7.19E-05 \\ 9.40E-09 \\ 0.001597 \end{bmatrix}$$

$$= 32.261$$

$$\chi^2_{tablas 1\%} = 11.34$$

Por lo tanto se rechaza H_0 , y acepto el modelo de efectos fijos.

Los contrastes de efectos fijos y efectos aleatorios son consistentes en rechazar un modelo con coeficientes constantes, es decir, rechazar un pool de MCO. Y el contraste de Hausman permite concluir entre el modelo de efectos fijos o el modelo de efectos aleatorios

**Modelo con coeficientes constantes respecto al corte transversal y el tiempo
(salidas de EVIEWS)**

Dependent Variable: GINI?

Method: Pooled Least Squares

Date: 05/06/05 Time: 08:20

Sample: 1994 1994 1996 1996 1998 1998 2000 2000 2002 2002

Included observations: 5

Cross-sections included: 32

Total pool (balanced) observations: 160

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.682681	0.022462	30.39219	0.0000
INGRESO?	-7.55E-05	2.16E-05	-3.497349	0.0006
INGRESO2?	9.74E-09	4.90E-09	1.989420	0.0484
SUPP?	0.000963	0.000578	1.665920	0.0977
R-squared	0.208834	Mean dependent var		0.601975
Adjusted R-squared	0.193620	S.D. dependent var		0.046029
S.E. of regression	0.041333	Akaike info criterion		-3.509620
Sum squared resid	0.266515	Schwarz criterion		-3.432741
Log likelihood	284.7696	F-statistic		13.72580
Durbin-Watson stat	0.000000	Prob(F-statistic)		0.000000

Modelo de Efectos Fijos (salidas de EVIEWS)

Dependent Variable: GINI?

Method: Pooled Least Squares

Date: 05/05/05 Time: 15:06

Sample: 1994 1994 1996 1996 1998 1998 2000 2000 2002 2002

Included observations: 5

Number of cross-sections used: 32

Total panel (balanced) observations: 160

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SUPP?	0.006970	0.001186	5.877340	0.0000
INGRESO?	-6.41E-05	2.59E-05	-2.473586	0.0147
INGRESO2?	1.36E-08	5.69E-09	2.390328	0.0183
Fixed Effects				
AGUAS--C	0.521008			0.0000
BC--C	0.495737			0.0000
BCS--C	0.561537			0.0000
CAMPE--C	0.579088			0.0000
COAHU--C	0.508280			0.0000
COLI--C	0.534246			0.0000
CHIAP--C	0.617949			0.0000
CHIHU--C	0.543529			0.0000
DF--C	0.379114			0.0000
DURA--C	0.571525			0.0000
GUANA--C	0.594397			0.0000
GUERR--C	0.621643			0.0000
HIDA--C	0.621448			0.0000
JALIS--C	0.535843			0.0000
MEX--C	0.618259			0.0000
MICHO--C	0.587928			0.0000
MORE--C	0.554772			0.0000
NAYA--C	0.511971			0.0000
NUEVO--C	0.507070			0.0000
OAXA--C	0.620753			0.0000
PUEB--C	0.548414			0.0000
QUERE--C	0.545523			0.0000
QUINTA--C	0.658545			0.0000
SNL--C	0.587926			0.0000
SINA--C	0.554803			0.0000
SONO--C	0.511135			0.0000
TABA--C	0.568245			0.0000
TAMAU--C	0.520585			0.0000
TLXC--C	0.513504			0.0000
VERA--C	0.596098			0.0000
YUCA--C	0.587560			0.0000
ZACA--C	0.605344			0.0000
R-squared	0.538314	Mean dependent var		0.601975
Adjusted R-squared	0.412736	S.D. dependent var		0.046029
S.E. of regression	0.035273	Sum squared resid		0.155525
F-statistic	4.286673	Prob(F-statistic)		0.000000

Modelo de Efectos Aleatorios (salidas de EViews)

Dependent Variable: GINI?

Method: GLS (Variance Components)

Date: 05/05/05 Time: 15:12

Sample: 1994 1994 1996 1996 1998 1998 2000 2000 2002 2002

Included observations: 5

Number of cross-sections used: 32

Total panel (balanced) observations: 160

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.668051	0.024333	27.45469	0.0000
SUPP?	0.001597	0.000672	2.377834	0.0186
INGRESO?	-7.19E-05	2.29E-05	-3.145854	0.0020
INGRESO2?	9.40E-09	5.12E-09	1.837348	0.0681
Random Effects				
AGUAS--C	-0.013556			
BC--C	-0.013930			
BCS--C	0.005946			
CAMPE--C	0.008845			
COAHU--C	-0.014381			
COLI--C	-0.004031			
CHIAP--C	0.004083			
CHIHU--C	-0.004348			
DF--C	-0.013108			
DURA--C	-0.002558			
GUANA--C	0.001032			
GUERR--C	0.018921			
HIDA--C	0.013459			
JALIS--C	-0.005958			
MEX--C	0.018086			
MICHO--C	-0.002720			
MORE--C	-0.006539			
NAYA--C	-0.014513			
NUEVO--C	-0.000450			
OAXA--C	0.012364			
PUEB--C	-0.005548			
QUERE--C	-0.008670			
QUINTA--C	0.025262			
SNL--C	0.000485			
SINA--C	0.011433			
SONO--C	-0.002436			
TABA--C	0.001844			
TAMAU--C	0.006293			
TLAXC--C	-0.029895			
VERA--C	0.003809			
YUCA--C	0.004427			
ZACA--C	0.006354			

GLS Transformed

Regression

R-squared	0.323305	Mean dependent var	0.601975
Adjusted R-squared	0.310291	S.D. dependent var	0.046029
S.E. of regression	0.038226	Sum squared resid	0.227954

Unweighted Statistics

including Random Effects

R-squared	0.385893	Mean dependent var	0.601975
Adjusted R-squared	0.374083	S.D. dependent var	0.046029
S.E. of regression	0.036416	Sum squared resid	0.206871

BIBLIOGRAFÍA

- Alponte, Juan. "La educación retrocede en México". El Universal. México. 2004, 20 de diciembre de 2004, (opinión).
- Altamir, Oscar, et al. "La distribución del ingreso en Argentina, 1974-2000". *Revista de la CEPAL* Núm. 78, diciembre 2000.
- Asuad, Normand. *Economía regional y urbana*. Universidad Autónoma de Puebla, México, 2001.
- Boltvnik, Julio, y Hernández, Enrique. *Pobreza y distribución de ingreso en México*. 3a. ed. Siglo XXI, México, 2001.
- Cortés, Fernando y Rubalcava, Rosa. *Técnicas estadísticas para el estudio de la desigualdad social*. 2. ed. El Colegio de México, México, 1984.
- Cortés, Fernando. *Procesos sociales y desigualdad económica en México*. Siglo XXI, México, 2000.
- Cuenin, Fernando. *Diferencias regionales en la distribución del ingreso: Argentina 1992- 2000*, Tesis de maestría, Universidad Nacional de la Plata, 2002.
- David Ricardo. *Principios de la economía política y tributación*. México, FCE, 1973.
- Dobb, Maurice. *Teorías del valor y la distribución desde Adam Smith, Ideología y Teoría económica*. México, Siglo XXI, 1982.
- Ferguson, John. *Historia de la Economía*. México, FCE, 1979.
- Foxley, Alejandro. *Distribución del ingreso*. México, El Trimestre Económico, Núm. 7, FCE, 1978.
- Gaona, Claudia. *Crecimiento y distribución del ingreso*. Tesis de grado, UNAM, México, 2004.
- Greene, William. *Análisis Económico* 3a. ed. España, Prentice-Hall, 1999.
- Gujarati, Domadar. *Econometría Básica*. 4a. ed. McGraw-Hill, México, 2004.
- Hernández, Enrique. "Crecimiento económico, distribución del ingreso y pobreza en México". *Comercio Exterior* Vol. 50, Núm. 10, octubre de 2000.
- "Evolución de la distribución del ingreso de los hogares en México". *Comercio Exterior* Vol. 48, Núm. 6, junio de 1998.
- INEGI. *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares*. CD-ROM. 1994, 1996 1998, 2000, 2002.

INEGI. *Índice Nacional de Precios al Consumidor (mensual) Base 1994=100*.
<http://www.inegi.qob.mx>

Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (inee) en Resultados de la prueba PISA 2000 Y 2003 en México. <http://capacitacion.ilce.edu.mx/inee/estadisticas>

Kuznets, Simon. *Crecimiento económico moderno*. Aguilar, España, 1973.

Lewis, Arthur. *El desarrollo y la distribución*. en Cairncross, Alec y Puri, Mohinder, (Comp.). *El empleo y la distribución del ingreso y la estrategia de desarrollo económico: problemas de los países en desarrollo*. México, FCE., 1987.

Martínez, Ifigenia. *La distribución del ingreso y el desarrollo económico de México*. UNAM, México, 1960.

----- *Algunos efectos de la crisis en la distribución del ingreso en México*. UNAM, México, 1989.

Martínez, Naurit. "México es último en educación en OCDE". El Universal. México. 2004, 07 de diciembre de 2004, p. 2 (nación)

Mayorga, M; Evelyn, M. *La técnica de datos de panel una guía para su uso e interpretación*. Banco Central de Costa Rica, División Económica, Departamento de Investigaciones Económicas, septiembre de 2000.

Montiel, Torres, et al. *Elementos básicos de estadística económica y empresarial* Prentice Hall, España, 1997.

Pérez, César. *Estadística aplica a través de Excel*. 3ª. Ed. Prentice Hall, España, 2002

Novalés, Alfonso. *Econometría*. McGraw-Hill, España, 1988.

Pindyck, Robert, y Rubinfeld, Daniel. *Econometría modelos y pronósticos*. 4ª. ed. McGraw-Hill, México, 2001.

Sen, Amartya. *Sobre la desigualdad económica*. Editorial Crítica, España 1979.

Velázquez, Jorge. *Desarrollo regional y distribución del ingreso*. Tesis de grado, ITAM, México, 1996.

Wooldrige, Jeffrey. *Introducción a la Econometría*. Thomson, México 2001.

Zamudio, Andrés. *Educación y la distribución condicional del ingreso: una aplicación de regresión cuantil*. Documento de trabajo, núm. 163, CIDE, México, 1999.