

ENSAYOS *Revista de Economía*

Volumen XXVII, número 1

mayo de 2008

Artículos

¿Es la política social una causa de la informalidad en México?

Gerardo Esquivel Hernández

Parametric vs. non-parametric methods for estimating option implied risk-neutral densities: the case of the exchange rate Mexican peso – US dollar

Guillermo Benavides Perales, Israel Felipe Mora Cuevas

El stock de capital industrial medido a través de la relación inversión-empleo: estimaciones para los estados mexicanos

Vicente Germán Soto

An applied general equilibrium analysis of fiscal reforms to fight poverty in Mexico

Gaspar Núñez Rodríguez, Clemente Polo Andrés



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



Universidad Autónoma de Nuevo León

Rector

Dr. med. Santos Guzmán López

Secretario General

Dr. Juan Paura García

Secretario Académico

Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo

Secretario de Extensión y Cultura

Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado

Director de Editorial Universitaria

Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas

Directora de la Facultad de Economía

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Director del Centro de Investigaciones Económicas

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño

Editores Asociados

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Dr. Daniel Flores Curiel

Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)

Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)

Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)

Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)

Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)

Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)

Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)

Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)

José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)

Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)

Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)

Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)

Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)

Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)

Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)

Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)

Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)

Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)

Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)

Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)

Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech

Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 27, No. 1, enero-junio 2008. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de mayo de 2008. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

Las opiniones y contenidos expresados en los artículos son responsabilidad exclusiva de los autores.

Impreso en México

Todos los derechos reservados

© Copyright 2008

ensayos.uanl.mx

Índice

¿Es la política social una causa de la informalidad en México? 1

Gerardo Esquivel Hernández

*Parametric vs. non-parametric methods for estimating
option implied risk-neutral densities: the case of the exchange
rate Mexican peso – US dollar* 33

Guillermo Benavides Perales, Israel Felipe Mora Cuevas

*El stock de capital industrial medido a través de la relación
inversión-empleo: estimaciones para los estados mexicanos* 53

Vicente Germán Soto

*An applied general equilibrium analysis of fiscal reforms to
fight poverty in Mexico* 81

Gaspar Núñez Rodríguez, Clemente Polo Andrés

¿Es la política social una causa de la informalidad en México?¹

Gerardo Esquivel Hernández*
Juan Luis Ordaz-Díaz**

Resumen

Levy (2008) ha sugerido que la expansión de programas sociales no focalizados, podría inducir un aumento en la informalidad económica en países como México. Sin embargo, esta hipótesis parte del supuesto de la existencia de mercados laborales integrados y competitivos en una economía. En este trabajo, se hace una prueba empírica de dicho supuesto para el caso de México y, se encuentra evidencia de que existe un premio salarial en el mercado laboral formal, es decir, que individuos con características similares ganan más cuando trabajan en el sector formal de la economía que cuando lo hacen en la informalidad. En ese sentido, se concluye que dado que el mercado laboral en México está segmentado, por lo tanto, el aumento en los programas sociales no estaría dando lugar a aumentos en la tasa de informalidad en el país.

Palabras clave: sector Informal, economía dual, política social.

Abstract

Levy (2008) has suggested that the expansion of non-targeted social programs could be inducing an increase in economic informality in countries like Mexico. This hypothesis, however, assumes the existence of integrated and competitive labor markets in the economy. In this work we test this assumption for the Mexican case and we find that there is a wage premium in Mexico's formal labor market. This means that an individual earns a higher wage when she works in the formal sector of the economy than an individual with similar characteristics that works at the informal sector. We therefore conclude that Mexico's labor market is segmented and that an increase in social programs is not causing an increase in informality in the country.

Key words: informal sector, dual economy, social policy.

Clasificación JEL: J21, J31, O17

* El Colegio de México. Correo electrónico: gesquive@colmex.mx

** CEPAL

¹ Se agradecen los comentarios de dos dictaminadores anónimos y de Juan Carlos Moreno Brid. Cualquier error es responsabilidad de los autores.

2 Ensayos

Introducción

Muchas economías en desarrollo se caracterizan por contar con un amplio sector económico que está constituido por empresas que no pagan impuestos, y tampoco están sujetas a la regulación gubernamental; así como por trabajadores que no reciben prestaciones laborales, ni pagan impuestos por los ingresos recibidos. Este segmento de la economía es conocido como “el sector informal”, cuya amplia presencia es característica de muchos países de América Latina, inclusive de México.²

Existen dos grandes vertientes teóricas que han tratado de explicar la presencia del sector informal en una economía. Por un lado, se argumenta que el sector informal es el resultado de decisiones óptimas por parte de empleados y empleadores, los cuales optan por desempeñarse voluntariamente en el sector informal de la economía, debido a que éste les ofrece algunas ventajas, como: una mayor flexibilidad laboral, o la capacidad de evadir el pago de impuestos (Amaral y Quintín [2006], Galiani y Weinschelbaum [2008] y Levy [2008]). Por otro lado, existen algunos estudios basados en la tradición del modelo clásico de Harris y Todaro (1970), los cuales sugieren que la presencia del sector informal se debe a la existencia de algunas imperfecciones de mercado, que podrían dar lugar a un racionamiento en el mercado laboral, así como a la existencia de una economía dual (Rauch, 1991). Esta visión implica que la existencia de un sector informal en una economía, no es necesariamente el resultado de elecciones óptimas por parte de empresas y trabajadores.

De acuerdo con el primer enfoque, Levy (2008) y otros autores han sugerido que en equilibrio, los trabajadores del sector informal deberían recibir un *premio salarial*; es decir, que los trabajadores informales percibirían un salario más elevado que el de los individuos con características similares que trabajan en el sector formal, ya que eso les permitiría compensar la ausencia de las prestaciones sociales o laborales que si estarían recibiendo los trabajadores del sector formal, como el acceso a la seguridad social, por ejemplo. Más aún, Levy (2008) ha sugerido que la presencia de un creciente número de programas sociales con amplia cobertura, podría promover mayor informalidad en una economía, al gravar el empleo asalariado formal y subsidiar al empleo informal mediante los programas de protección social. Así, los trabajadores tendrían incentivos cada vez mayores para desempeñarse en el sector informal, ya que de cualquier forma estarían recibiendo algunas prestaciones sociales como

² Existen definiciones alternativas de lo que es el sector informal de la economía. Para una discusión sobre este concepto y sobre su medición en el caso de América Latina, véase Perry et al. (2007), así como Gasparini y Tornarolli (2007).

¿Es la política social una causa de la informalidad en México? 3

acceso a guarderías, pensiones mínimas, servicios de salud, entre otras. En consecuencia, la presencia cada vez más difundida de algunos programas sociales podría dañar la productividad y el crecimiento económico, sobre todo si los programas sociales se expanden rápidamente como ha ocurrido recientemente en el caso de México (Levy, 2008).

Este punto de vista sobre la economía se contrapone con la perspectiva implícita en los modelos que enfatizan la existencia de una economía y un mercado laboral de carácter dual, en donde el sector informal es un sector residual de la economía. Según este enfoque, precisamente por tratarse de un sector residual o secundario, los salarios y las condiciones laborales del sector informal serían inferiores a las que se podría obtener en el mercado formal y, por lo tanto, individuos con características similares recibirían un salario menor en el sector informal que en el formal; es decir, existiría un *premio salarial* para los trabajadores asalariados formales.

Tales perspectivas contrapuestas sobre el sector informal han sido sujeto de múltiples análisis empíricos, sin que hasta ahora se haya obtenido resultados concluyentes. Por lo tanto, la presente investigación tiene como propósito aportar mayor luz en la discusión de estos temas; para ello, se pretende responder a una interrogante fundamental: ¿están integrados o segmentados los mercados laborales de la economía formal e informal en México? Con tal finalidad, se investigará si existe un premio salarial a la informalidad, como lo sugiere el enfoque que supone que los mercados laborales son competitivos e integrados. O, por el contrario, si existe un premio salarial a la formalidad, como lo sugieren los modelos que enfatizan el aspecto dual de una economía. Si ocurriese lo primero, entonces es posible suponer que un aumento en los programas sociales podría dar lugar a un aumento en la informalidad; mientras que si ocurriese lo segundo, la falta de integración de los mercados laborales sugeriría que la política social no es la causa de una mayor informalidad en la economía.

Para estimar el efecto del tipo de sector (formal o informal), en la brecha salarial entre sectores, se hará uso de técnicas semiparamétricas basadas en la metodología del “*propensity score matching*” (o emparejamiento por propensión).

La utilización de esta técnica permite comparar los ingresos de individuos similares en ciertas características, que trabajan en uno u otro sector de la economía. De esta forma, es posible identificar si, por el simple hecho de trabajar en uno u otro sector, un individuo gana más o menos que un individuo similar que labora en otro sector. Esta metodología, muy utilizada para propósitos de evaluación, nos permitirá estimar lo que se

4 Ensayos

conoce como un “efecto de tratamiento”, en donde el tratamiento en este caso será el de laborar en el sector formal de la economía.³ Para que sea factible una evaluación con mayor precisión sobre las tendencias de la informalidad en el país y sobre la evolución de la brecha salarial entre sectores, el estudio se realizará para un periodo relativamente largo (1995-2004), el cual coincide con la expansión acelerada que se ha observado en algunos programas sociales no focalizados.

La estructura de este trabajo después de la introducción, es la siguiente. La sección uno (I) describe los niveles de informalidad en México y ofrece una síntesis de los resultados obtenidos en estudios previos. La sección dos (II) contiene la hipótesis que señala que los programas sociales fomentan la informalidad. La sección tres (III) expone la metodología y los datos empleados. La sección cuatro (IV) muestra los resultados de la estimación de la brecha salarial entre sectores. Se finaliza con un resumen y las principales conclusiones.

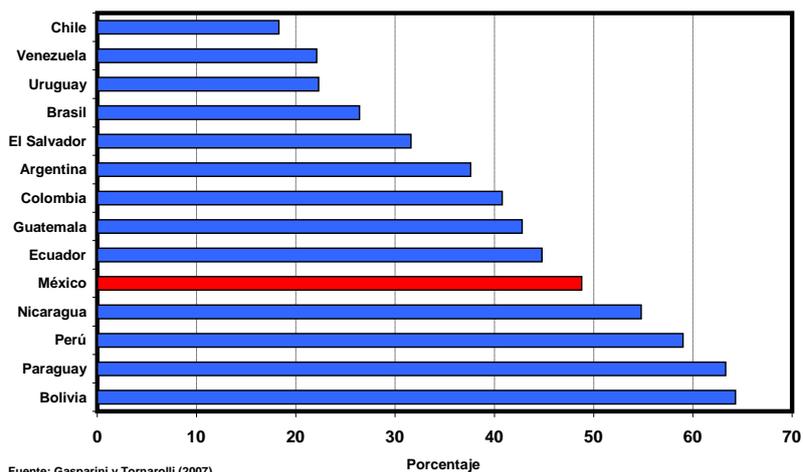
I. La informalidad en México: ¿exclusión o escape?

Como ya se mencionó antes, muchos países en desarrollo se caracterizan porque un amplio sector de su actividad económica tiene lugar dentro del ámbito denominado “informal”. Esta situación también es característica de muchos países de América Latina, y México no es la excepción (Gasparini y Tornarolli, 2007). Esta situación se puede observar en la gráfica 1, en donde se muestra el porcentaje de los trabajadores urbanos que son informales en varios países de América Latina.

Estos datos utilizan un criterio de ausencia de prestaciones sociales y laborales para definir la informalidad y se basan en encuestas de hogares, que fueron realizadas alrededor del año 2003. En dicha gráfica, se observa que México presenta una tasa de informalidad por encima del promedio de América Latina y muy por encima de la que se observa en países de ingresos similares como Chile, Uruguay, Brasil o Argentina.

³ Esta metodología ha sido aplicada en un contexto similar por Pratap y Quintin (2006) y Levy (2008), cap.5.

Gráfica 1. Tasa de Informalidad en Áreas Urbanas en algunos países de América Latina, circa, 2003



Analizar y comprender los factores que determinan si un trabajador lo hace en el sector formal o informal es relevante ya que a partir de ello se pueden derivar diferentes implicaciones de política económica. Así, de acuerdo con Perry et al. (2007), una gran parte del debate sobre la naturaleza del sector informal se puede dividir en dos enfoques. El primero, denominado el enfoque de la *exclusión*, sugiere que los trabajadores informales forman parte del sector en desventaja de un mercado de trabajo segmentado, que surge del carácter dual de una economía y de ciertas rigideces institucionales. Esto implica que la participación en el sector informal no sería necesariamente el resultado de una elección óptima por parte de empresas y trabajadores, sino que sería originado por algunas imperfecciones del mercado que podrían dar lugar a un cierto racionamiento en el mercado laboral. Lo anterior supone la existencia de mercados laborales no competitivos, sin libre transición entre sectores -por ejemplo, entre los sectores formal e informal- y con racionamiento de empleo.⁴

Alternativamente, existe el enfoque denominado de *escape*, el cual señala que los trabajadores pueden encontrar condiciones similares en ambos sectores pero que la participación en el sector informal se explica por una economía con un Estado de Derecho relativamente débil y una carga regulatoria o fiscal relativamente importante.⁵ De acuerdo con este enfoque,

⁴ Este es el enfoque clásico de Harris y Todaro (1970) y que fuera modelado por Rausch (1991).

⁵ Esta perspectiva está inspirada en el trabajo de Hernando de Soto (1987).

6 Ensayos

los trabajadores deciden de forma voluntaria incorporarse al sector informal debido a que este sector les ofrece algunas ventajas como pueden ser una mayor flexibilidad laboral o la capacidad de evadir el pago de impuestos. Una implicación de esta visión del mercado de trabajo es que lo observado en el mercado laboral es el resultado de decisiones óptimas y, por ende, implicaría la existencia de un equilibrio en dicho mercado.

Estas visiones contrapuestas sobre las características del mercado laboral en presencia de un sector formal y uno informal, han sido analizadas en diferentes estudios empíricos. En este contexto, el caso de México ha sido uno de los más estudiados y, paradójicamente, es uno de los que ha generado los resultados más contradictorios sobre estas dos visiones del mercado laboral. Por ejemplo, Juárez (2006) concluye que el mercado laboral mexicano está segmentado. Así, al analizar las diferencias salariales entre trabajadores asalariados formales e informales en México, para el primer y segundo trimestre de 1996, y con base en regresiones salariales, la autora encuentra que los trabajadores del sector formal ganan, en promedio, más que los informales, incluso una vez que se ha controlado por características observables.

Por otro lado, Gong y van Soest (2002) encuentran que las dos visiones sobre el mercado son válidas, y que todo depende del nivel de educación de los trabajadores. De esta forma, con datos de 1992 y 1993, estos autores estiman un modelo de panel con efectos dinámicos aleatorios y encontraron que los rendimientos a la educación son más bajos en el sector informal y que en ambos sectores los salarios aumentan con el nivel educativo. Además, estos autores encuentran diferencias salariales positivas entre el sector formal e informal para los más educados y diferencias salariales pequeñas (o incluso negativas) para los de menores niveles educativos. Así, para estos autores, los mercados laborales para trabajadores poco calificados se encuentran integrados, pero no ocurre lo mismo en el caso de trabajadores con mejor nivel de calificación.

En cambio, algunos estudios han validado la visión del sector informal como una opción de *escape*, al sugerir que el mercado laboral mexicano es de alta movilidad y, competitivo. Incluso, algunos estudios han encontrado que existe un premio a la informalidad, lo que implica que los trabajadores informales ganarían más que individuos con características similares y que trabajan en el sector formal de la economía. Por ejemplo, Maloney (1999) analiza los patrones de movilidad de los trabajadores mexicanos en distintos sectores laborales durante el periodo 1990-92, y caracteriza las interacciones entre los distintos sectores laborales, cuando los compara con los patrones implícitos que predice la visión estándar de mercados segmentados. Maloney concluye que los individuos que pasan del sector formal al informal incrementan sus ingresos, en promedio, en un veinticinco por ciento (25%);

¿Es la política social una causa de la informalidad en México? 7

mientras que los que realizan la transición opuesta, sufren una disminución en sus ingresos.

En esta misma línea, Navarro y Schrimpf (2004) desarrollan un modelo dinámico de dos sectores, en el que cada persona elige el sector en el que opta trabajar, a través de un proceso de maximización de la utilidad. Empleando métodos para modelos de elección discreta, concluyen que no existe segmentación en el mercado de trabajo mexicano en el periodo 1997-1998, ya que sus resultados muestran que las personas escogen el sector en el que trabajan, con base en las mismas características que determinan su nivel de escolaridad. Por otro lado, Marcouiller, Ruiz de Castilla y Woodruff (1997), utilizando métodos de regresión corregidos por autoselección buscan responder si los trabajadores del sector informal ganan menos que trabajadores de características semejantes del sector formal en México, El Salvador y Perú. Para el caso de México, estos autores encuentran que existe un premio de ingresos asociado al sector informal de la economía.

Finalmente, Perry et al. (2007), quienes resumen la evidencia empírica para muchos países de América Latina y para el caso de México, concluyen que la evidencia de segmentación laboral es débil y que la mayoría del sector informal puede considerarse como “voluntario”. En esta misma línea de argumentación, Levy (2007) supone que ante la falta de pagos y prestaciones laborales que reciben los trabajadores del sector formal, los trabajadores informales podrían estar recibiendo un premio que les permita compensar la ausencia de tales beneficios. Esta situación, según él, puede tener implicaciones sobre cómo influyen los programas sociales en la dinámica del mercado laboral. La siguiente sección está orientada a ilustrar la lógica de este argumento.

II. Hipótesis de la relación entre política social e informalidad⁶

Considérese una economía compuesta por individuos que se diferencian en términos de sus características individuales (X), que se emplean ya sea en el sector formal (F) o en el informal (I), y dependiendo de en qué sector se emplean, los individuos pueden percibir un salario formal dado por $w_f(X)$, o un salario informal definido por $w_i(X)$, los cuales están en función de las características personales.

En mercados laborales competitivos, con libre transición entre sectores y sin seguridad ni protección social, el valor del producto marginal y los

⁶ Esta sección está basada en Levy (2007, 2008).

8 Ensayos

salarios para individuos con características similares serían equivalentes en ambos sectores, es decir, $w_f = w_i$.

Sin embargo, los trabajadores del sector formal reciben otras prestaciones tales como el derecho a una pensión o los beneficios de la seguridad social. Estos beneficios tienen como característica que son pagados con la participación de los trabajadores y las empresas del sector formal. Al mismo tiempo, los trabajadores del sector informal pueden beneficiarse de los programas de protección social del gobierno, los cuales no tienen una relación directa con el trabajo. Este tipo de programas son cubiertos con recursos de los impuestos generales y no necesariamente con las contribuciones de los trabajadores o las empresas del sector informal. Por lo tanto, en un mercado competitivo, los ingresos de los trabajadores informales dependen no sólo de sus propios salarios sino, también, de los beneficios que reciben los trabajadores del sector formal.

Para ilustrar lo anterior, considérese un mercado de trabajo competitivo en el que los costos de los beneficios de la seguridad social están dados por T_f . En este caso, los costos para una empresa de contratar a un trabajador en el sector formal serán $(w_f + T_f)$. Además, supóngase que $\beta_f \in [0,1]$ es el coeficiente de la valoración personal sobre los beneficios de la seguridad social. Así, desde el punto de vista de un trabajador, la utilidad de un empleo formal será $w_f + \beta_f T_f$. Si los trabajadores valoran la seguridad social plenamente, es decir, si $\beta_f = 1$, los costos de contratación de un trabajador en el sector formal serán iguales a la utilidad del mismo. En cambio, si los trabajadores no valoran plenamente los beneficios de la seguridad social, el costo de contratar a un empleado formal sería superior a la utilidad que éste recibe, es decir, $(w_f + \beta_f T_f) < (w_f + T_f)$. Nótese que la diferencia entre estas dos expresiones es equivalente a un impuesto sobre el empleo asalariado formal.

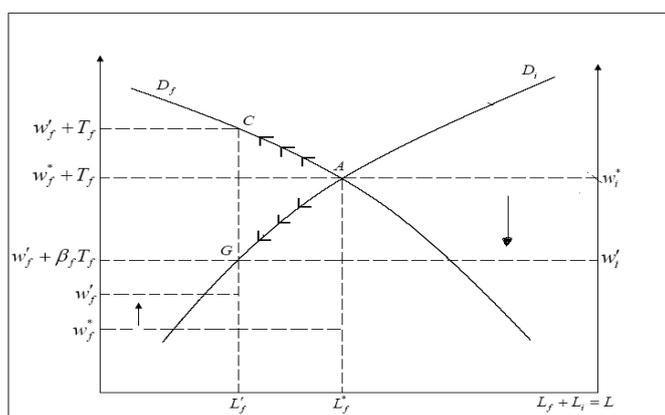
Por otra parte, en el sector informal no se tienen costos de la seguridad social, pero los trabajadores obtienen beneficios de los programas sociales, cuyo costo por trabajador es T_i y los cuales son valorados por los trabajadores en $\beta_i T_i$, con $\beta_i \in [0,1]$. En este caso, T_i no es pagado por los trabajadores o empresas. Dado lo anterior, el equilibrio en la economía estará representado por:

¿Es la política social una causa de la informalidad en México? 9

$$\begin{aligned} p \cdot PMg_f &= (w_f + T_f) \\ p \cdot PMg_i &= w_i \\ w_i + \beta_i T_i &= w_f + \beta_f T_f \\ L_i + L_f &= L \end{aligned} \tag{2.1}$$

Las primeras dos ecuaciones ilustran la igualdad entre el valor del producto marginal ($p \cdot PMg$) y el costo por trabajador en cada uno de los sectores, la tercera ecuación ilustra el equilibrio entre sectores desde la perspectiva de los trabajadores (es decir, la igualdad de utilidades en ambos sectores), mientras que la última ecuación indica que, en equilibrio, la suma de los trabajadores en ambos sectores (L_i y L_f) debe ser igual a la fuerza laboral total (L).

A partir de (2.1), supóngase que inicialmente la seguridad social es valorada plenamente y que no hay programas de protección social (es decir, $\beta_f = 1$ y $T_i = 0$). La gráfica 2 representa esta situación, en donde D_f y D_i representan las demandas de trabajo formal e informal, respectivamente. En este caso, el equilibrio de los mercados laborales se encuentra en el punto A, donde se tienen L_f trabajadores en el sector formal y el resto ($L - L_f$) en el sector informal. En esta solución, el salario en el sector formal será w_f^* , la utilidad para los trabajadores del sector formal es $w_f^* + T_f$, mientras que el salario en el sector informal está dado por $w_i^* = w_f^* + T_f$. Nótese que estos resultados implican un premio salarial a la informalidad, es decir, $w_i^* > w_f^*$.

Gráfica 2. Seguridad social con sector formal e informal

Fuente: Levy (2007)

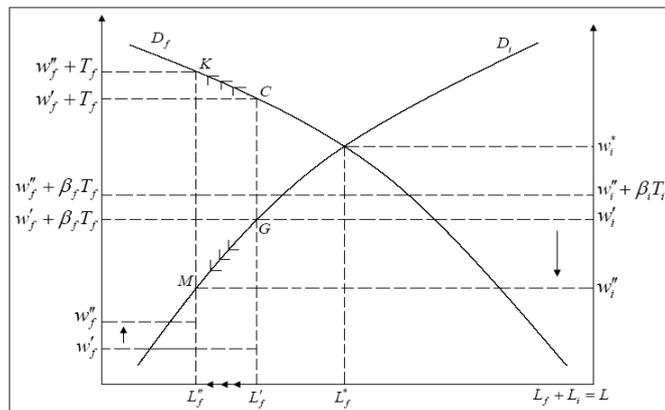
Ahora, suponga que la seguridad social no es valorada plenamente, o lo que es lo mismo $\beta_f < 1$. En este caso, entonces $w_i^* > w_f^* + \beta_f T_f$, por lo tanto, los trabajadores del sector informal estarían obteniendo una mayor utilidad que los del sector formal. Como no existen restricciones a la movilidad, esto hará que algunos trabajadores formales se trasladen hacia el sector informal de la economía. Al haber menos trabajadores en el sector formal, los salarios en este sector aumentarán -por ejemplo, a w_f' - y las empresas formales se moverán de A a C (gráfica 2). Con más trabajadores en el sector informal, los salarios en este sector caerán a w_i' ; mientras que en el sector informal, se incrementará el empleo de A a G. En cualquier caso, en el nuevo equilibrio, a menos que $\beta_f = 0$, seguirá existiendo un premio salarial a la informalidad, ya que $w_i' > w_f'$.

Ahora, introduzcamos en el análisis la existencia de programas de protección social, de los cuales pueden beneficiarse los trabajadores del sector informal ($T_i > 0$). En este caso, una vez que se resuelve (2.1), se tiene que en los puntos G y C de la gráfica 3, los trabajadores en el sector formal obtendrían una utilidad dada por $w_f' + \beta_f T_f$; mientras que los del sector informal, estarían recibiendo $w_i' + \beta_i T_i > w_f' + \beta_f T_f$; con lo cual, los trabajadores del sector informal estarían mejor que los trabajadores del sector formal. Así, estos trabajadores tendrán un incentivo para moverse

¿Es la política social una causa de la informalidad en México? II

hacia el sector informal y, ante una menor oferta laboral en el sector formal, los salarios en este sector se incrementarán de w_f' a w_f'' ; así, las empresas se habrán movido al punto K . Por su parte, los salarios del sector informal caerán de w_i' a w_i'' . En ese sentido, la presencia de programas de protección social habría inducido un aumento en la informalidad. Nótese que en tal caso, al igual que en los anteriores, la libre movilidad entre sectores supone la existencia de un premio salarial a la informalidad, ya que $w_i'' > w_f''$.⁷

Gráfica 3. Mercado de trabajo con seguridad y protección social



Fuente: Levy (2007)

En resumen, debe notarse que para que los programas sociales puedan causar una mayor informalidad en la economía, es necesario que no existan restricciones a la movilidad entre sectores y que, en términos salariales, exista un premio a la informalidad. Congruente con ello, el propósito fundamental de la presente investigación será analizar, empíricamente, si

⁷ La relación salarial entre ambos sectores depende del nexo entre $\beta_f T_f$ y $\beta_i T_i$ (ecuación 2.1). Aunque, considerando que algunas estimaciones de T_f indican que su valor es más de cuatro veces el valor de T_i (Levy, 2008), entonces β_i debería ser superior a cuatro veces el valor de β_f para que no hubiera un premio salarial a la informalidad, lo cual se considera muy poco plausible. Ello, sin considerar que los trabajadores formales también podrían beneficiarse de algunos programas de protección social, lo cual haría esta situación aún menos probable.

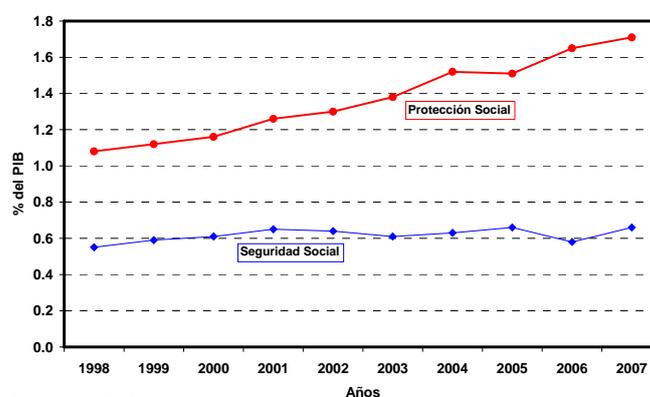
12 Ensayos

esta condición se cumple en el caso mexicano; lo cual permitirá analizar si los programas sociales en México tienden o no a fomentar la informalidad.

Gasto en protección social en México

El motivo de la creciente preocupación con respecto al efecto que pudiera tener el gasto en protección social sobre la informalidad, deriva de que recientemente se ha dado un crecimiento muy importante en los recursos públicos destinados a este tipo de programas. Lo anterior es cierto no sólo en términos absolutos, sino incluso si se compara con los recursos destinados a la seguridad social -excluyendo al programa Oportunidades- o, con respecto al PIB. En efecto, a lo largo del periodo 1998-2007, el monto de recursos públicos destinados a programas de protección social creció en 110%, mientras que los recursos destinados a la seguridad social, lo hicieron en alrededor de 40%. Como porcentaje del PIB, los primeros pasaron de 1.1% a 1.7%, mientras que los segundos se mantuvieron relativamente constantes, en alrededor del 0.6% (véase la gráfica 4).

Gráfica 4. Recursos Públicos Destinados a Programa Sociales
(porcentaje del PIB)



Fuente: Levy (2008), Cuadro 1-7.

En este sentido, si la política social realmente tendiera a fomentar la informalidad como lo sugiere Levy (2008), se esperaría observar lo siguiente:

1) Que la informalidad hubiese aumentado en forma continua en años recientes (como resultado del aumento en los programas de protección social) y

2) Que hubiera una prima salarial a la informalidad, es decir, que

$$w_i > w_f.$$

III. Descripción de los datos y metodología

III.1 Datos

En este trabajo, se utiliza información de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU). Los datos que se usan corresponden a: las características sociodemográficas de la población urbana; la estructura ocupacional y su distribución, por sector económico; las modalidades de empleo y los ingresos de los trabajadores; y también, a las características de las unidades económicas en donde laboran los ocupados. La muestra seleccionada incluye a trabajadores remunerados de entre 12 y 65 años de edad, que fueron entrevistados en el segundo trimestre para cada uno de los años que comprende el periodo de 1995-2004. Las observaciones donde faltaba información respecto del nivel educativo, sexo o edad, no fueron consideradas. De igual forma, se eliminó de la muestra a aquellas personas que indicaron un número de horas trabajadas a la semana superior a 80, y a las que no contaban con información sobre sus salarios o para las que no era posible obtener su salario por hora. También se excluyó de la muestra a quienes se emplean por cuenta propia; ya que -en esos casos- no resulta claro qué porcentaje de los ingresos reportados, realmente corresponden a los rendimientos del capital invertido.⁸

Como se mencionó, no existe una forma única de definir al sector informal y generalmente se le asocia con actividades no registradas oficialmente, con autoridades fiscales o de seguridad social. En consecuencia, en este estudio, se utilizará el “criterio de la seguridad social”⁹ y se clasificará como formal al trabajador que recibe, por lo menos, una de las prestaciones siguientes: a) incorporación al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS); b) vacaciones con goce de sueldo; c) participación de utilidades; d) afiliación al Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los

⁸ Incluir a los auto-empleados como parte del sector informal, tal como se ha hecho en varios de los trabajos previos, puede llevar a obtener resultados imprecisos cuando se analiza la segmentación laboral, debido a que los ingresos de estos trabajadores usualmente incluyen los rendimientos del capital. Así, lo que ellos reportan como salario puede incluir un porcentaje que en realidad corresponde a los retornos del capital invertido. Por lo tanto, cuando se incluye a este grupo de trabajadores en un análisis de este tipo se tienden a sesgar los resultados en la dirección de encontrar un premio salarial a la informalidad.

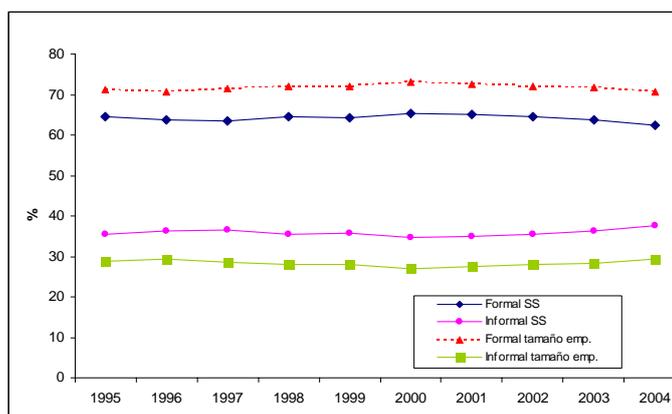
⁹ Algunos de los trabajos previos realizados sobre este tema, utilizan el “criterio del tamaño de la empresa”, con el que un trabajador se define como informal, según el número de empleados en el establecimiento en el que labore. Esta definición, sin embargo, es cuestionable ya que no todas las pequeñas empresas son informales y no todas las empresas grandes son formales. En cualquier caso, los resultados obtenidos en este trabajo son robustos a una definición de informalidad de este tipo, y los datos están disponibles a solicitud de los interesados (véase, por ejemplo, los resultados de las gráficas 5 y 6).

14 Ensayos

trabajadores del Estado (ISSSTE); e) derecho a crédito para la vivienda; f) goce de la prestación del Sistema de Ahorro para el Retiro (SAR); g) seguro médico particular o seguro de salud.¹⁰ Además, y sólo para propósitos comparativos, en algunas ocasiones usaremos una definición de informal determinada por el “criterio del tamaño de la empresa”, en donde empleados en empresas con cinco o menos trabajadores son considerados como empleados informales.

La gráfica 5 muestra cómo ha evolucionado la proporción de trabajadores en ambos sectores (formal e informal) durante el periodo 1995-2004, de acuerdo con las definiciones de formalidad, antes mencionadas.

Gráfica 5. Tamaño del sector informal en México

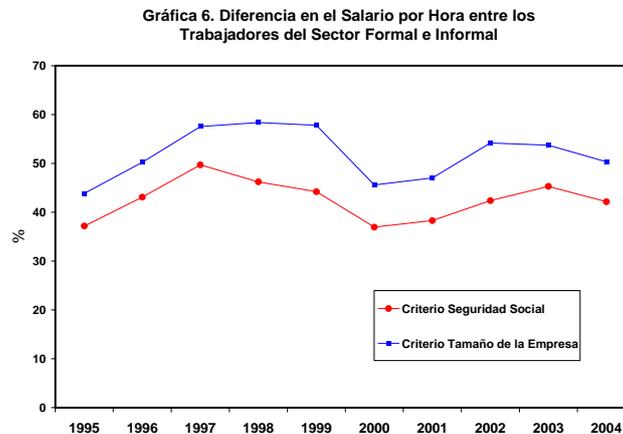


Como se observa en la gráfica 5, la informalidad se ha mantenido relativamente estable a lo largo de todo el periodo, por lo que la participación en el sector informal no parece estar reaccionando ante los cambios recientes en los gastos en protección social. No obstante, este comportamiento no es una evidencia contundente de que los programas sociales no estén fomentando la informalidad en México. Para ello, se requiere probar la hipótesis de integración o segmentación de los mercados laborales, lo que se realizará a continuación. Sin embargo, antes del análisis de la segmentación o integración de los mercados laborales, mostraremos algunas características básicas de los sectores formal e informal, de acuerdo con los criterios seleccionados.

¹⁰ Aunque el *Aguinaldo* es una prestación que se establece en la Ley Federal de Trabajo, no se utilizó para clasificar a los trabajadores como formales o informales, ya que existe evidencia de que muchos empleados informales también reciben esta prestación.

¿Es la política social una causa de la informalidad en México? 15

En primer lugar, la gráfica 6 muestra el diferencial salarial observado entre ambos sectores a lo largo del periodo, acorde con los dos métodos de clasificación mencionados. Como se muestra en esta gráfica, los trabajadores del sector formal tienden a obtener un salario que fluctúa alrededor de 40% ó 50%, por encima del salario que perciben los trabajadores del sector informal, dependiendo de la definición utilizada. Esta brecha, sin embargo, aún no controla por posibles diferencias en las características de los trabajadores de uno u otro sector, por lo que solamente debe ser considerada como informativa e ilustrativa.



Por otro lado, el cuadro 1 muestra las características individuales de los empleados de ambos sectores, para cada uno de los años del periodo a analizar.¹¹ El cuadro muestra que la proporción de mujeres es mayor en el sector formal que en el informal, que los trabajadores informales son ligeramente más jóvenes y que no hay diferencias importantes entre sectores, en el número de las horas trabajadas ni en la experiencia laboral. Sin embargo, en donde sí hay una diferencia importante entre ambos sectores es en el nivel educativo y en el tamaño de la empresa.

En lo general, la distribución de los trabajadores del sector informal tiende a concentrarse en personas con educación secundaria o inferior; mientras que la distribución de los trabajadores del sector formal, se concentra en personas con educación secundaria o superior. También, como ya se mencionó, hay un efecto asociado al tamaño de la empresa, aunque no

¹¹ Cabe señalar que la clasificación por nivel educativo considera que un trabajador tiene un nivel de Secundaria, Preparatoria o Licenciatura, si cursó por lo menos un año en el nivel correspondiente.

16 Ensayos

todas las empresas pequeñas son informales ni todas las empresas grandes son formales.

**Cuadro 1. Características individuales de los empleados
(Criterio de la seguridad social)**

	1995		1996		1997		1998		1999	
	Formal	Informal								
Sexo										
Hombre (%)	62	69	62	68	62	68	62	68	62	68
Mujer (%)	38	31	38	32	38	32	38	32	38	32
Edad promedio	32.8	30.9	33.0	31.4	33.0	31.3	32.8	31.6	33.2	31.9
Horas trabajadas promedio	43.2	42.0	43.5	42.4	43.6	42.2	43.3	42.1	43.6	43.0
Experiencia laboral promedio	16.8	16.9	16.9	17.2	16.8	16.9	16.6	17.3	16.9	17.6
Educación										
Sin instrucción (%)	1.4	4.4	1.3	4.4	1.3	3.9	1.2	4.1	1.1	4.3
Primaria incompleta (%)	6.2	15.1	5.8	14.3	5.8	13.2	5.6	12.9	5.3	12.9
Primaria completa (%)	17.0	23.7	17.0	23.5	16.4	22.1	15.7	22.6	15.7	22.6
Secundaria, Prevocacional o Equiv. (%)	38.7	33.1	37.2	33.1	37.4	34.4	37.9	35.4	37.3	34.7
Preparatoria, Vocacional o equiv. (%)	14.8	11.9	15.5	11.8	15.7	13.1	16.1	12.6	16.7	12.6
Licenciatura (%)	21.9	11.9	23.2	12.9	23.4	13.3	23.4	12.4	24.0	12.9
Tamaño del establecimiento por número de Empleados										
5 o menos (%)	8.0	66.8	8.4	65.8	7.1	66.0	7.3	65.9	6.2	67.3
6 a 10 (%)	8.9	14.0	8.6	14.2	8.8	14.1	8.2	13.8	8.2	13.9
11 a 15 (%)	12.2	6.8	12.0	7.3	12.0	6.3	11.9	7.2	12.5	7.3
16 a 50 (%)	7.9	2.1	7.2	2.5	7.1	2.5	7.3	2.4	7.7	2.2
51 a 100 (%)	6.0	1.1	6.0	1.0	6.2	1.2	5.4	1.1	5.5	1.3
101 y más (%)	57.1	9.2	57.9	9.2	58.8	9.9	59.9	9.6	59.9	8.0

Cuadro 1. Continuación

	2000		2001		2002		2003		2004	
	Formal	Informal								
Sexo										
Hombre (%)	62	66	62	67	61	67	62	67	61	65
Mujer (%)	38	34	38	33	39	33	38	33	39	35
Edad promedio	33.4	32.2	33.9	32.5	34.3	33.1	34.6	33.0	35.0	33.0
Horas trabajadas promedio	43.5	42.3	43.5	42.4	44.3	43.9	43.7	43.2	44.3	42.3
Experiencia laboral promedio	17.0	17.8	17.4	17.9	17.8	18.4	17.9	18.4	18.2	18.3
Educación										
Sin instrucción (%)	1.1	3.9	1.2	3.5	1.1	3.4	0.9	3.3	0.9	3.2
Primaria incompleta (%)	5.5	12.1	4.9	11.8	4.5	11.4	4.1	10.7	3.9	10.2
Primaria completa (%)	14.9	22.4	14.4	22.5	14.2	22.2	13.2	22.2	12.8	20.6
Secundaria, Prevocacional o Equiv. (%)	37.0	35.6	36.6	35.0	36.7	34.9	35.9	35.5	35.8	36.0
Preparatoria, Vocacional o equiv. (%)	17.2	13.1	18.1	14.0	18.2	14.4	19.5	15.5	20.3	16.2
Licenciatura (%)	24.3	12.9	24.7	13.2	25.3	13.7	26.4	12.8	26.3	13.7
Tamaño del establecimiento por número de Empleados										
5 o menos (%)	6.8	64.8	6.2	67.3	5.7	69.1	5.5	68.1	6.1	68.0
6 a 10 (%)	7.9	14.2	7.4	13.6	7.2	12.8	7.9	12.8	8.2	12.8
11 a 15 (%)	12.1	7.2	12.8	7.1	12.8	6.6	13.2	7.2	14.3	7.7
16 a 50 (%)	7.6	2.7	6.9	2.4	7.5	2.1	7.8	2.5	8.2	2.3
51 a 100 (%)	5.6	1.2	4.9	0.9	4.8	0.8	4.8	1.2	5.8	0.7
101 y más (%)	60.0	9.9	61.7	8.7	62.0	8.6	60.8	8.2	57.4	8.5

III.2 Metodología

Lo que se busca es identificar si, por el simple hecho de trabajar en uno u otro sector, un individuo puede ganar más o menos que otro individuo similar que labora en el otro sector. Para ello, se introducirá la estructura de contrafactual iniciada por Rubin (1974), con la que se analizan efectos de tratamiento sobre un determinado grupo de individuos, a partir de su comparación con un grupo de control, que no recibe tratamiento. En este caso, el grupo de tratamiento será el de los trabajadores en el sector formal

de la economía y el grupo de control será el de los trabajadores del sector informal.

La medida del efecto de tratamiento es el *average treatment effect* (ATE (X)), que se representará por α y que nos dice cuál es el efecto promedio del tratamiento para un individuo con características X y que actualmente labora en el sector informal.

Dicho efecto será una medida del premio salarial que ofrece el sector formal, el cual puede ser positivo o negativo. Un valor positivo de α indica que el sector formal otorga un premio a los trabajadores formales y, por lo tanto, que el mercado de trabajo está segmentado. Por otra parte, un valor negativo de α indica un premio a la informalidad, lo cual sería consistente con la hipótesis de mercados laborales integrados. Para medir este efecto, se tomará la diferencia entre el resultado con tratamiento (w_f) y sin tratamiento (w_i).

El *efecto de tratamiento promedio* para los que fueron tratados, y condicional en las características X , se define de la siguiente forma:

$$\alpha = E(w_f - w_i | X, Formal=1) = E(w_f | X, Formal=1) - E(w_i | X, Formal=1) \quad (3.1)$$

donde E representa el operador esperanza y X representa las características de los trabajadores. Como un individuo no puede ser observado en los dos estados en forma simultánea; es decir, en el sector formal y en el informal, al mismo tiempo; entonces, para calcular el último término de (3.1) se aplicará el supuesto que en la literatura de evaluación se conoce como *ignorabilidad del tratamiento* (*ignorability of treatment*).

Este supuesto indica, que: w_f y w_i son independientes, condicionados en las otras variables y que existe independencia de media condicional, esto es (Rosenbaum y Rubin, 1983, 1984):

$$\begin{aligned} E(w_i | X, Formal) &= E(w_i | X) \\ E(w_f | X, Formal) &= E(w_f | X) \end{aligned} \quad (3.2)$$

Tal supuesto lleva a definir al ATE (X) como:

$$\alpha = E(w_f | X, Formal = 1) - E(w_i | X, Formal = 0) \quad (3.3)$$

18 Ensayos

El parámetro α entonces puede estimarse mediante métodos de regresión o con técnicas que utilizan el *propensity score*. Algunos trabajos previos han utilizado el método de regresión para estimar este efecto, aunque usualmente no han tomado en cuenta que los individuos podrían haberse autoseleccionado para trabajar en el sector formal o en el informal.¹² Si esto sucede, las estimaciones con este método estarían sesgadas y, por tanto, los resultados obtenidos serían incorrectos.

En general, se acepta que la asignación de los trabajadores entre los dos sectores laborales no es aleatoria. Por ello, si se utilizara un estimador tradicional no experimental para calcular el efecto de tratamiento, los resultados podrían estar sesgados. Para evitar este problema, la estimación de α se hará empleando el método del *propensity score matching*, con el que se reduce el sesgo de estimación, al comparar los salarios de trabajadores formales e informales que tengan una propensión similar de ser tratados. Así, este enfoque permite controlar por la posibilidad de autoselección con base en características observables.

Propensity score matching

Rosembaum y Rubin (1984) definen el *propensity score* como la probabilidad de recibir un tratamiento, dadas ciertas características preexistentes. Así, la similitud de los trabajadores se reflejará en el *propensity score*, lo que indica la probabilidad de participación de una persona determinada en el sector formal, dadas ciertas características personales. Así, el *propensity score* (p_i) se especifica como:

$$p_i : P(\text{Formal} = 1 | X_i) = G(Z' \beta) \quad (3.4)$$

donde $P(\cdot)$ denota la propensión de participación en el sector formal del trabajador i , dado el vector de las características individuales (X_i). $G(\cdot)$ es una función índice que genera la probabilidad de participación, la cual puede estar dada por la función de distribución acumulada normal o logística, Z es un vector que incluye a las variables, X y β son los coeficientes estimados.

Con esta definición y los supuestos previos, es posible estimar el efecto del tratamiento promedio condicional en el *propensity score*:

¹² No deben confundirse los conceptos de autoselección y de elección óptima. El primer término se refiere al hecho de que puede haber una serie de características específicas observables en los individuos que participan en un cierto mercado, sin que ello sea necesariamente el resultado de elecciones óptimas.

$$\alpha(p_i) = E(w_f | \text{Formal}=1, p_i) - E(w_i | \text{Formal}=0, p_i) = E(w_f - w_i | p_i) \quad (3.5)$$

Para obtener el ATE no condicional, se debe promediar a lo largo de toda la distribución de los *propensity scores*. Además, para que el ATE pueda ser estimado, Rosenbaum y Rubin (1983) señalan que se debe cumplir la proposición del balanceo:

$$\text{Formal} \perp X \mid P(.)$$

Si esta condición se cumple, las observaciones con el mismo *propensity score* deben tener la misma distribución de las características, independientemente de la condición de tratamiento. Esto implica que para un *propensity score* dado, la asignación al tratamiento es aleatoria, por lo que individuos con características similares tienen la misma probabilidad de recibir o no el tratamiento.

Para poder estimar la ecuación (3.5) y el ATE no condicional, es necesario hacer un *matching* entre observaciones con propensiones similares. Para realizar esto, Dehejia y Wahba (1999 y 2002) han propuesto cuatro diferentes métodos: *Nearest Neighbor Matching*, *Radius Matching*, *Kernel Matching* y *Stratification Matching* (Becker e Ichino, 2002). Estos cuatro métodos específicos se describen con un poco más de detalle en el anexo 1.

IV. Resultados

Se muestra los resultados de aplicar al caso de México durante el periodo 1995-2004, la metodología descrita arriba. El procedimiento tuvo dos etapas: en la primera, se estima una ecuación que determina la propensión de los trabajadores a participar en el sector formal; en la segunda, se calcula el *Efecto de Tratamiento Promedio* (ATE) mediante los cuatro métodos de estimación antes mencionados, y que son descritos en el anexo 1.

Propensity Score

Siguiendo la metodología expuesta en la sección anterior, en primer lugar se calcularon los *propensity scores* mediante un modelo tipo probit, es decir, se supuso que $G(\cdot)$ en (3.4) corresponde a una distribución normal. Los cuadros 2 y 3 muestran los resultados que se obtuvieron, de estimar una ecuación en donde la variable dependiente es una variable dicotómica que toma el valor de 1, cuando el trabajador labora en el sector formal de la economía de acuerdo al criterio de la seguridad social.¹³

¹³ No se utilizó el criterio del tamaño de la empresa debido a que, al comparar los salarios, este criterio podría estar reflejando el efecto del tamaño de la empresa en los salarios y no

Las variables independientes en la primera estimación fueron, las siguientes: una variable dummy *familiar*, que indica si otro miembro del hogar labora en el sector formal, el estado civil, el sexo, la edad y la escolaridad. Además, se incluyen dos variables interactivas: el producto de la escolaridad por la edad y el producto de la edad por el sexo. La inclusión de estas variables fue importante para que las estimaciones cumplieran con la condición de balanceo. Debido a que en los últimos años del análisis, esta primera especificación no satisfacía con un alto nivel de confianza la condición de balanceo, se utilizó otra especificación en la que se excluye al estado civil como variable explicativa. Esta nueva especificación sí satisfizo la condición de balanceo en los últimos años, por lo que hemos optado por reportar ambos resultados. Los resultados con esta segunda especificación se muestran en el cuadro 3.¹⁴

Cuadro 2. Estimación Probit (Primera especificación)
Variable dependiente: FORMAL

Variable	1995		1996		1997		1998		1999	
	Coef.	t								
Familiar (Formal=1)	0.269	20.3	0.271	21.4	0.266	21.5	0.325	25.0	0.298	22.9
Estado civil (Casado=1)	0.093	8.2	0.129	11.8	0.107	10.1	0.107	10.5	0.102	10.6
Sexo (Hombre=1)	-0.381	-13.3	-0.351	-12.7	-0.218	-8.2	-0.259	-9.9	-0.207	-8.4
Edad	0.108	28.2	0.105	28.2	0.113	31.1	0.106	30.2	0.100	29.7
Edad ²	-0.001	-29.9	-0.001	-30.8	-0.001	-33.4	-0.001	-33.3	-0.001	-31.4
Escolaridad	0.230	20.4	0.230	20.8	0.232	21.4	0.219	20.6	0.236	23.2
Escolar ²	-0.006	-17.7	-0.006	-18.8	-0.006	-19.4	-0.005	-17.5	-0.006	-19.1
Escoedad	-0.002	-6.3	-0.002	-6.5	-0.002	-6.7	-0.002	-6.0	-0.002	-7.4
Escoedad ²	4.1E-07	2.2	5.9E-07	3.2	6.3E-07	3.5	4.6E-07	2.6	5.5E-07	3.3
Edad*sexo	0.006	6.5	0.006	6.8	0.003	3.1	0.004	5.0	0.003	3.8
Constante	-3.148	-2.9	-2.854	-32.8	-3.035	-35.5	-2.879	-34.6	-2.865	-35.7
Pseudo R ²	0.073		0.080		0.072		0.076		0.074	
Región de área común	[.04076071, .85300305]		[.04316973, .80913491]		[.04849855, .84587824]		[.07463188, .86180901]		[.04941797, .86054823]	

Nota: Los coeficientes en negritas son estadísticamente significativos al nivel del 5% o menos.

precisamente el impacto de la informalidad. Para una mejor explicación al respecto, véase Juárez (2006). En cualquier caso, nuestros resultados son robustos a un cambio en la definición de informalidad.

¹⁴ Además de estas especificaciones, se evaluaron otras que no resultaron adecuadas. Por ejemplo, en un caso se utilizó la especificación que utilizan Pratap y Quintin (2005), en donde el modelo probit incluye como variables independientes las siguientes: edad, sexo, una variable indicadora que toma el valor de 1, si otro miembro de la familia es empleado del sector formal y variables dummies del tamaño del establecimiento y la educación. No obstante, esta especificación no cumple con la propiedad de balanceo.

¿Es la política social una causa de la informalidad en México? 21

Cuadro 2. Continuación

Variable	2000		2001		2002		2003		2004	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	T	Coef.	t	Coef.	t
Familiar (Formal=1)	0.509	24.6	0.499	25.5	0.454	23.9	0.383	20.5	0.450	21.7
Estado civil (Casado=1)	0.101	11.0	0.044	5.1	0.080	8.8	0.094	9.8	0.077	6.4
Sexo (Hombre=1)	-0.209	-8.8	-0.199	-9.0	-0.135	-5.6	-0.173	-6.7	-0.123	-3.8
Edad	0.102	31.4	0.107	34.5	0.101	30.0	0.107	29.5	0.100	21.9
Edad ²	-0.001	-34.7	-0.001	-40.5	-0.001	-32.2	-0.001	-31.5	-0.001	-23.8
Escolaridad	0.226	23.2	0.185	19.4	0.234	22.7	0.233	20.8	0.198	14.2
Escolar ²	-0.006	-19.4	-0.004	-15.2	-0.006	-18.5	-0.005	-15.8	-0.004	-11.1
Escoedad	-0.002	-7.8	-0.001	-4.5	-0.002	-8.5	-0.002	-8.0	-0.001	-3.5
Escoedad ²	7.1E-07	4.5	2.0E-07	1.3	8.1E-07	5.1	7.0E-07	4.1	2.0E-07	1.0
Edadsexo	0.003	4.9	0.007	10.9	0.001	1.4	0.002	2.6	0.001	1.2
Constante	-3.042	-38.3	-3.136	-40.7	-3.084	-36.6	-3.218	-35.1	-3.154	-27.4
Pseudo R ²	0.071		0.075		0.068		0.074		0.075	
Región de área común	[.0604379, .85376375]		[.02329611, .83854838]		[.07863285, .8499514]		[.05058889, .85830148]		[.07385831, .84742091]	

Nota: Los coeficientes en negritas son estadísticamente significativos al nivel del 5% o menos.

Cuadro 3. Estimación Probit (Segunda especificación)
Variable dependiente: FORMAL

Variable	1995		1996		1997		1998		1999	
	Coef.	t								
Familiar (Formal=1)	0.268	20.2	0.268	21.3	0.264	21.4	0.324	24.9	0.297	22.8
Sexo (Hombre=1)	-0.389	-13.6	-0.361	-13.1	-0.231	-8.6	-0.270	-10.3	-0.218	-8.8
Edad	0.115	30.9	0.115	31.7	0.121	34.2	0.114	33.4	0.108	32.9
Edad ²	-0.001	-33.4	-0.001	-35.2	-0.001	-37.4	-0.001	-37.5	-0.001	-35.6
Escolaridad	0.229	20.2	0.228	20.6	0.230	21.2	0.216	20.4	0.234	23.0
Escolar ²	-0.006	-17.8	-0.006	-19.0	-0.006	-19.5	-0.006	-17.5	-0.006	-19.3
Escoedad	-0.002	-6.1	-0.002	-6.2	-0.002	-6.5	-0.002	-5.7	-0.002	-7.2
Escoedad ²	4.1E-07	2.1	5.9E-07	3.2	6.2E-07	3.4	4.5E-07	2.5	5.5E-07	3.2
Edadsexo	0.007	7.8	0.007	8.5	0.004	4.6	0.005	6.5	0.004	5.2
Constante	-2.945	-33.3	-2.970	-34.3	-3.127	-36.8	-2.971	-35.9	-2.956	-37.1
Pseudo R ²	0.0721		0.0702		0.0716		0.0751		0.0733	
Región de área común	[.04198033, .84335144]		[.04913495, .82876982]		[.05095912, .83469529]		[.07634869, .85134771]		[.05170092, .85022494]	

Nota: Los coeficientes en negritas son estadísticamente significativos al nivel del 5% o menos.

Cuadro 3. *Continuación*

Variable	2000		2001		2002		2003		2004	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	T	Coef.	t	Coef.	t
Familiar (Formal=1)	0.509	24.6	0.499	25.6	0.455	24.0	0.383	20.5	0.450	21.7
Sexo (Hombre=1)	-0.219	-9.3	-0.204	-9.2	-0.142	-5.8	-0.181	-7.0	-0.131	-4.1
Edad	0.110	34.6	0.110	36.4	0.107	32.5	0.114	32.0	0.106	23.5
Edad ²	-0.001	-39.0	-0.001	-43.3	-0.001	-35.5	-0.001	-35.0	-0.001	-26.1
Escolaridad	0.224	23.0	0.184	19.3	0.233	22.6	0.232	20.8	0.197	14.2
Escolar ²	-0.006	-19.5	-0.004	-15.3	-0.006	-18.7	-0.005	-16.0	-0.004	-11.2
Escoedad	-0.002	-7.5	-0.001	-4.4	-0.002	-8.4	-0.002	-7.8	-0.001	-3.4
Escoedad ²	7.0E-07	4.4	2.0E-07	1.3	8.1E-07	5.1	7.1E-07	4.2	2.0E-07	1.0
Edadsexo	0.004	6.4	0.007	11.6	0.002	2.5	0.003	3.8	0.002	2.1
Constante	-3.130	-39.6	-3.172	-41.4	-3.155	-37.6	-3.301	-36.2	-3.217	-28.1
Pseudo R ²	0.0703		0.0746		0.0670		0.0732		0.0751	
Región de área común	[.06357105, .84306864]		[.02312913, .83713415]		[.08032886, .84166428]		[.04996137, .8481712]		[.07449041, .83911691]	

Nota: Los coeficientes en negritas son estadísticamente significativos al nivel del 5% o menos.

Los resultados obtenidos con el modelo *Probit* son, en su gran mayoría, significativos y con los signos esperados. Por ejemplo, los resultados muestran que la probabilidad de participar en el sector formal es más alta para personas del sexo femenino, de mayor edad, casadas y con un mayor nivel de escolaridad. Algunas de estas variables ya se habían mencionado anteriormente como factores que tienden a caracterizar a los trabajadores del sector formal (véase cuadro 1).

Un resultado un tanto sorprendente es el efecto positivo que resulta de tener un familiar que trabaja en el sector formal, sobre la probabilidad de trabajar en este mismo sector. Este resultado es bastante robusto a lo largo del tiempo y su signo positivo es un tanto inesperado, considerando que algunos trabajos anteriores sugerían la existencia de un comportamiento estratégico entre los individuos de una familia, el cual los llevaría a buscar una cierta diversificación en sus actividades laborales. Este es el caso, por ejemplo, planteado en el modelo de Galiani y Weinschelbaum (2008), en donde la participación en el mercado formal por parte de trabajadores semi-calificados disminuye cuando ya existe un miembro del hogar que labora en el sector formal. En última instancia, este resultado puede verse como una evidencia más en contra de los modelos que suponen la existencia de integración y libre movilidad entre los mercados laborales.¹⁵

¹⁵ En cualquier caso, este resultado no es crucial para los resultados de este trabajo. El anexo 2 muestra los resultados del Efecto de Tratamiento Promedio que se hubieran obtenido si optamos por excluir la variable *familiar* de la estimación del *propensity score*. Como allí se menciona, los efectos de tratamiento encontrados son prácticamente los mismos. Este resultado quizá pueda interpretarse como una confirmación de los resultados de Zhao (2008), quien enfatiza la robustez de los métodos que utilizan el *propensity score*, siempre y cuando se cumplan los supuestos relevantes.

Efectos de Tratamiento Promedio (Brechas Salariales)

Con los resultados de las estimaciones de los cuadros 2 y 3 es posible estimar la propensión a participar en el sector formal de cada uno de los individuos (p_i) y el efecto de tratamiento promedio definido en la ecuación (3.5). Este efecto se puede calcular a través de los cuatro métodos, que están basados en el *propensity score matching*, que se menciona y describen con mayor detalle, en el anexo 1.

Antes de realizar este ejercicio, cabe hacer algunas precisiones. Primero, debe notarse que la variable de interés es el salario por hora trabajada. Por ello, para estimar esta variable se multiplicó el salario mensual después de impuestos que se reporta en la ENEU, por el número de meses (12) y se dividió por el número en el año (52), para obtener una estimación del salario semanal en el año de referencia.

Posteriormente, este valor se dividió entre el número de horas que el individuo reportó como trabajadas en una semana, para obtener una estimación del salario por hora trabajada durante el periodo. Segundo, al haber definido el efecto de tratamiento como la brecha del logaritmo de los salarios por hora en ambos sectores, el efecto de tratamiento en realidad se refiere a una proporción, la cual puede interpretarse directamente como el premio salarial del sector formal, en relación con el sector informal.

En el cuadro 4, se muestra la estimación por 4 diferentes métodos, del premio salarial promedio en el sector formal, para cada uno de los años de la muestra.¹⁶ Como ya se mencionó, la variable dependiente es la diferencia en el logaritmo del salario por hora de cada uno de los sectores. En las estimaciones se utilizó la opción de área común (*common support*), lo cual implica que sólo se utilizan aquellas observaciones cuya propensión a participar en el sector formal cae en la región en donde existen suficientes datos de ambos sectores para hacer las comparaciones apropiadas. Los cuadros 4a y 4b muestran los resultados obtenidos con la primera y la segunda especificación, respectivamente. Con estos dos grupos de resultados, se realizan las gráficas 7a y 7b.¹⁷

El cuadro 4 y la gráfica 7 muestran que, independientemente de la especificación utilizada para la estimación del *propensity score* y del método de estimación del efecto de tratamiento, el efecto estimado es positivo y muy significativo, lo cual sugiere la existencia de un premio salarial al trabajo

¹⁶ En la estimación que utiliza el *Kernel*, se utilizó una distribución normal y un ancho de banda igual a 0.06. En la estimación de *Radius Matching*, ésta se hizo con un radio de 0.1.

¹⁷ Las estimaciones fueron realizadas con el programa Stata, y se utilizó el módulo desarrollado por Becker e Ichino (2002).

24 Ensayos

formal. Es decir, que individuos que trabajan en el sector formal obtienen, en promedio, un salario por hora más elevado que el que reciben individuos con características similares pero que laboran en el sector informal.

Este resultado contradice las implicaciones de la hipótesis de los mercados laborales integrados, y favorece la hipótesis de segmentación en el mercado laboral en México.

Cuadro 4^a. Average treatment effect
(Primera especificación)

Año	Nearest Neighbor		Radius		Kernel		Stratification	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
1995	0.118	16.26	0.170	26.29	0.150	24.11	0.117	17.90
1996	0.142	20.27	0.205	32.96	0.182	37.33	0.148	23.62
1997	0.178	25.98	0.238	38.65	0.221	236.43	0.179	29.76
1998	0.176	26.64	0.247	41.94	0.223	35.62	0.178	30.40
1999	0.175	29.10	0.247	46.10	0.223	60.96	0.180	33.05
2000	0.145	25.40	0.218	41.59	0.198	51.27	0.155	30.10
2001	0.134	24.28	0.204	40.66	0.180	84.32	0.136	27.12
2002	0.142	26.58	0.205	42.17	0.185	26.81	0.144	29.66
2003	0.137	24.04	0.211	41.73	0.180	63.59	0.141	27.34
2004	0.115	15.80	0.189	29.95	0.156	23.29	0.119	18.49

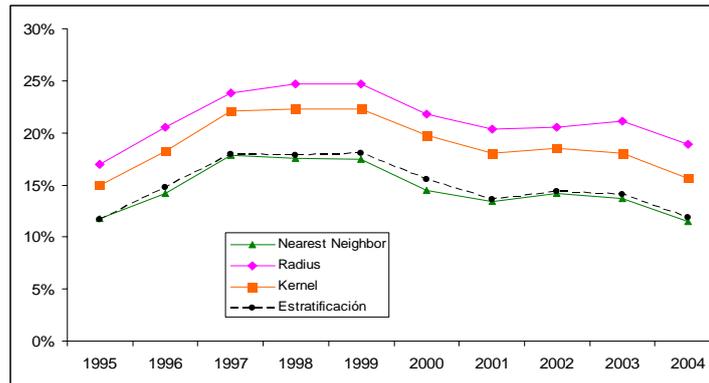
Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario por hora. Los coeficientes en negritas son estadísticamente significativos al nivel del 5% o menos.

Cuadro 4b. Average treatment effect
(Segunda especificación)

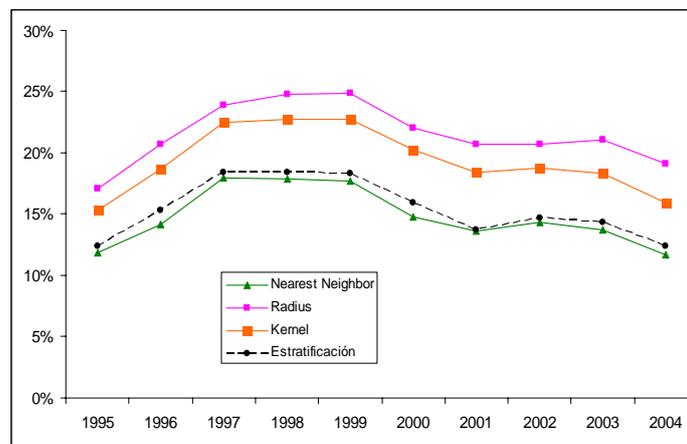
Año	Nearest Neighbor		Radius		Kernel		Stratification	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
1995	0.119	16.73	0.171	26.45	0.153	38.90	0.124	18.82
1996	0.142	20.88	0.207	33.16	0.187	30.96	0.153	24.21
1997	0.18	27.02	0.239	38.84	0.225	40.53	0.184	30.45
1998	0.179	27.58	0.248	42.19	0.227	58.28	0.184	31.45
1999	0.177	30.15	0.249	46.38	0.227	37.92	0.183	33.62
2000	0.148	26.42	0.220	41.96	0.203	245.93	0.159	30.69
2001	0.136	25.11	0.207	41.19	0.184	53.34	0.137	27.28
2002	0.143	27.31	0.207	42.56	0.188	39.50	0.147	30.05
2003	0.137	24.70	0.211	41.73	0.183	49.72	0.143	27.66
2004	0.117	16.70	0.191	30.16	0.159	547.52	0.124	19.27

Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario por hora. Los coeficientes en negritas son estadísticamente significativos al nivel del 5% o menos.

Gráfica 7. Premio salarial promedio en el sector formal (primera especificación)



Gráfica 7b. Premio salarial promedio en el sector formal (segunda especificación)



En términos de la magnitud del efecto de tratamiento o de la brecha salarial entre sectores, los resultados obtenidos dan muestra de ser muy consistentes respecto de los métodos del “vecino más cercano” (*nearest neighbor*) y el de estratificación; mientras que los métodos que utilizan un radio y un kernel como método de comparación, tienden a estimar efectos de tratamiento (o brechas salariales) ligeramente más elevados. En todos los casos, también el efecto de tratamiento estimado en 2004 es prácticamente el mismo, al de inicio del periodo (1995); por lo que no puede concluirse que el

26 Ensayos

premio salarial al sector formal haya mostrado una tendencia única en años recientes, que pudiera estar asociada al comportamiento de los recursos destinados a la política social.

En todos los casos, sin embargo, los resultados muestran un comportamiento muy similar entre sí, con un ligero aumento entre 1995 y 1997, una estabilización entre 1997 y 1999, y una reducción paulatina a partir de entonces y hasta 2004. Así, el tamaño estimado de la prima salarial al sector formal fluctúa entre 12% y 17% en 1995, alcanza un máximo que fluctúa entre 18% y 25% en 1998-99, y termina en un rango de entre 12% y 17% en 2004.¹⁸ Estos resultados implican que el mercado de trabajo de la economía mexicana, a diferencia de lo que sugieren o suponen algunos trabajos previos, no es competitivo y que el mercado laboral mexicano está segmentado.¹⁹

Por otro lado, una comparación simple entre la brecha salarial después de haber controlado por diferencias observables entre los individuos que laboran en uno u otro sector y la brecha salarial no condicional (gráfica 6), muestra la existencia de un patrón cíclico notablemente similar, y sugiere que entre 35% y 45% de la brecha salarial observada en los ingresos de los trabajadores formales e informales, se explica por la segmentación del mercado laboral, mientras que el resto es explicable por las diferencias observables entre los individuos de uno y otro sector en variables asociadas a la educación, el género, la edad, la experiencia, etc.

¹⁸ Con el objetivo de verificar que los resultados obtenidos fueran robustos a cambios en la muestra y que no estuvieran influidos por trabajadores de tiempo parcial, también se realizaron estimaciones eliminando de la muestra a quienes declararon trabajar menos de 10 horas a la semana o menos de 20 horas. En ambos casos, se obtuvieron resultados muy similares a los que se reportan en la gráfica 7.

¹⁹ Cabe señalar que los resultados de este ejercicio son muy diferentes a los obtenidos por Levy (2008), en un ejercicio aparentemente similar y que también utiliza la técnica de Efectos de Tratamiento y de *matching* (véase el cap. 5, cuadros 5.12 y 5.13). Según estos resultados, los trabajadores de bajos salarios no obtienen ingresos estadísticamente diferentes al cambiar de sector, mientras que los trabajadores de altos ingresos que pasan del sector formal al informal reciben un ingreso más elevado al cambiar de sector, pero no ocurre así, si lo hacen en la dirección contraria (excepto en el caso de las mujeres). Dicho ejercicio es muy diferente al nuestro, no sólo en términos de su muestra (la cual sólo utiliza información para el periodo 2005-2006) sino, sobre todo, en términos conceptuales, ya que el ejercicio de Levy (2008) sólo analiza el efecto en los salarios de aquellos trabajadores que cambiaron de un sector al otro en el periodo analizado. Es claro que este criterio para seleccionar la muestra, por sí mismo, puede indicar un sesgo importante en términos de características no observables, además de que elimina de la comparación a la gran mayoría de los trabajadores de ambos sectores que no cambiaron de empleo, ni de sector.

Finalmente, debe señalarse que la evolución temporal del premio salarial al sector formal quizá pueda explicarse como resultado del comportamiento cíclico de la economía. Debe recordarse que los años en los que el premio salarial al sector formal aumentó -de 1995 a 1997 y de 2001 a 2002-, coinciden con periodos de fuertes presiones en el mercado laboral, asociadas a la crisis macroeconómica y financiera de 1994/95 en México y, a la recesión en México y en Estados Unidos de 2001.

En suma, podemos concluir que no existe evidencia empírica a favor de la hipótesis de que la política social esté fomentando la informalidad en México. Esto último puede explicarse como el resultado natural de que los mercados laborales en México estén segmentados y no integrados, como lo presupone dicha hipótesis. Es por ello que las razones de la relativamente alta informalidad en México quizá deban buscarse en otra parte y no necesariamente en el diseño de la política social.

Resumen y Conclusiones

En un estudio reciente (Levy, 2008), se plantea la hipótesis de que el aumento en los recursos destinados a ciertos programas sociales tiende a fomentar la informalidad. Este argumento, sin embargo, parte de suponer que el mercado de trabajo es competitivo y que los trabajadores se pueden mover libremente entre el sector formal e informal de la economía. En el presente trabajo, se analiza empíricamente la validez de ese argumento para el caso de México, durante el periodo 1995-2004.

Entre 1998 y 2007, los subsidios destinados para la protección social crecieron en 110%, mientras que los recursos destinados a la seguridad social lo hicieron en alrededor de 40%. Si la hipótesis de que los programas sociales tienden a fomentar la informalidad en México fuera cierta, se habría esperado observar, al menos durante una parte del periodo analizado, un incremento en la tasa de informalidad de la economía. Por otro lado, si la hipótesis de que los mercados laborales están integrados, fuera correcta, se esperaría observar la existencia de un premio salarial a favor de los trabajadores informales; es decir, que individuos que laboran en este sector ganarían más que individuos con características similares, pero que trabajan en el sector formal de la economía.

Los resultados obtenidos en este trabajo demuestran que ninguna de estas dos situaciones se ha cumplido en el caso de México. Por una parte, la tasa de informalidad en el país, entre los trabajadores asalariados, se mantuvo bastante estable a lo largo de todo el periodo analizado e independientemente de la definición de informalidad adoptada. Por otro lado, los resultados que se basaron en la técnica del *propensity score*

matching, muestran que existe evidencia muy consistente en el sentido de que existe un premio salarial al trabajo en el sector formal de la economía, por lo que los mercados de trabajo en México no parece estén integrados, como lo supone la hipótesis en cuestión. Por lo tanto, la evidencia que se ha obtenido en este trabajo, permite afirmar que: los aumentos recientes en los programas sociales en México no han sido una causa de la informalidad en el país.

Referencias

- Amaral, P y E. Quintin (2006); "A Competitive Model for the Informal Sector", *Journal of Monetary Economics*, 53, 1541-53.
- Becker, S. y A. Ichino (2002). "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores" *The Stata Journal*, Vol. 2(4), 358-377
- De Soto, Hernando (1987), *El Otro Sendero: la Revolución Informal*, Editorial Diana, 317 p.
- Dehejia, R. y S. Wahba (1999). "Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs", *Journal of the American Statistical Association*, Vol 94, No. 488, 1053-1062.
- Dehejia, R. y S. Wahba (2002). "Propensity Score Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies", *Review of Economics and Statistics*, Vo. 84, 151-161.
- Galiani, S. y F. Weinschelbaum (2008), "Modeling Informality Formally: Households and Firms", mimeo, Julio.
- Gasparini, L., y L. Tornarolli (2007), "Labor Informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Survey Microdata.", Documento de Trabajo, no. 46, CEDLAS, Febrero.
- Gong, X., y A. van Soest (2002), "Wage Differentials and Mobility in the Urban Labour Market: A Panel Data Analysis for Mexico", *Labour Economics*, 9, 513-29.
- Harris, J. y M. Todaro (1970), "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis," *American Economic Review* 60, 126-142.
- Juárez, L. (2006), "Wage differentials between formal and informal salaried workers in Mexico", mimeo, ITAM.
- Levy, S. (2007), "¿Pueden los programas sociales disminuir la productividad y el crecimiento económico? Una hipótesis para México", *El Trimestre Económico*, Vol. LXXIV, No. 3, 491-540.
- (2008), *Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic Growth in Mexico*, Brookings Institution Press, Washington, D.C.
- Maloney, W. (1999), "Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from sectoral Transitions in Mexico," *The World Bank Economic Review* Vol. 13, No. 2, 275-302.

- (2004), "Informality Revisited," *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2965.
- Marcouiller, D., V. Ruiz de Castilla, V. y C. Woodruff (1997), "Formal Measures of the Informal Sector Wage Gap in Mexico, El Salvador, and Peru," *Economic Development and Cultural Change* Vol. 45, No. 2, 367-92.
- Navarro, S. y P. Schrimpf (2004), "The importance of being formal: testing for segmentation in the Mexican labor market," mimeo.
- Perry, G., W. F. Maloney, O. S. Arias, P. Fajnzylber, A. Mason y J. Saavedra (2007), *Informalidad: Escape y Exclusión*, Banco Mundial, Washington, D.C.
- Pradhan, M. y A. van Soest (1995), "Formal and informal sector employment in urban areas of Bolivia", *Labour Economics*, 2, 275-297.
- Pratap, S. y E. Quintin (2006), "Are Labor Market Segmented in Developing Countries? A Semiparametric Approach," *European Economic Review*, 50-7, October, 1817-41.
- Rauch, J. (1991); "Modeling the Informal Sector Formally", *Journal of Development Economics*, 35, pp. 33-47.
- Rosenbaum, P. y D. Rubin (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika* 70(1), 41-55.
- Rosenbaum, P. y D. Rubin (1984), "Reducing Bias in Observational Studies using Sub Classification on the Propensity Score," *Journal of the American Statistical Association* 79, 516-524.
- Rubin, D. (1974), "Estimating Causal effects of Treatment in Randomized and Nonrandomized Studies," *Journal of Education Psychology* Vol. 66, 688-701.
- Zhao, Zhong (2008), "Sensitivity of Propensity Score Methods to the Specifications", *Economics Letters*, 98, 309-19. Anexo 1: Métodos de Estimación del Efecto de Tratamiento con el *Propensity Score*.

Anexo 1 Métodos de apareamiento

Nearest Neighbor y Radius Matching

El método de *Nearest Neighbor* consiste en tomar a cada individuo del sector formal y comparar el logaritmo de su salario con el del individuo del sector informal cuyo *propensity score* sea el más cercano. El ATE se obtiene mediante el promedio de las brechas salariales entre todos los pares de individuos que se puedan construir. Por otro lado, el método de *Radius Matching* en lugar de utilizar al *propensity score* del individuo más cercano, toma a todos aquellos individuos del grupo de control cuyo *propensity score* cae dentro de una vecindad previamente especificada.

La fórmula de ambos tipos de estimadores se puede escribir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}\alpha^{NN,R} &= \frac{1}{N^F} \sum_{k \in F} (w_{f_k} - \sum_{j \in I(k)} \theta_{kj} w_{i_j}) \\ &= \frac{1}{N^F} \left[\sum_{k \in F} w_{f_k} - \sum_{k \in F} \sum_{j \in I(k)} \theta_{kj} w_{i_j} \right]\end{aligned}\quad (\text{A.1})$$

donde N^F es el número de trabajadores formales en la muestra, $I(k)$ representa el conjunto de unidades del sector informal emparejadas a la unidad k -ésima del sector formal, con un valor estimado del propensity score p_k , y las ponderaciones $\theta_{kj} = \frac{1}{N_k^I}$ si $j \in I(k)$ y $\theta_{ij} = 0$ de otra forma.

Donde $I(k) = \min_j \|p_k - p_j\|$ en el método *Nearest Matching* e

$I(k) = \{j \mid \|p_k - p_j\| < r\}$ en el método *Radius Matching*, con un radio igual a r .

Kernel Matching

Con el método de *Kernel*, las observaciones de todos los individuos del sector formal son “emparejadas” con un promedio ponderado de las de los trabajadores informales, con ponderaciones que son inversamente proporcionales a la distancia entre los *propensity scores* de formales e informales. El estimador está dado por:

$$\alpha^K = \frac{1}{N^F} \sum_{k \in F} \left\{ w_{f_k} - \frac{\sum_{j \in I} w_{i_j} K\left(\frac{p_j - p_k}{h_n}\right)}{\sum_{q \in I} K\left(\frac{p_q - p_k}{h_n}\right)} \right\}\quad (\text{A.2})$$

donde $K(\cdot)$ es una función kernel y h_n es el ancho de banda.

Stratification Matching

El método *Stratification matching* consiste en dividir el rango de variación de los *propensity scores* en intervalos, de forma tal que dentro de cada uno, las observaciones de los trabajadores formales e informales tengan -en promedio- el mismo *propensity score*. El efecto del tratamiento en cada intervalo se puede definir por medio de la siguiente expresión:

$$\alpha_q^S = \frac{\sum_{k \in S(q)} W_{f_k}}{N_q^F} - \frac{\sum_{j \in S(q)} W_{i_j}}{N_q^I} \quad (\text{A.3})$$

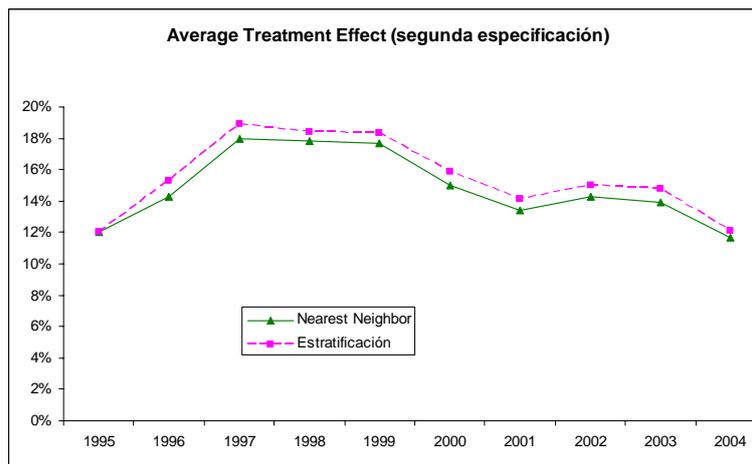
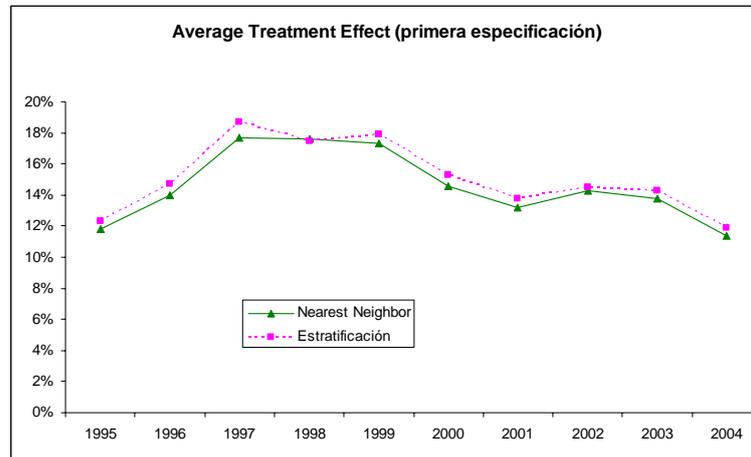
donde $S(q)$ es el grupo de unidades en el estrato q . N_q^F y N_q^I son las cantidades de unidades de formales e informales en el estrato q .

El estimador del ATE se obtiene de la forma siguiente:

$$\alpha^S = \sum_{q=1}^Q \alpha_q^S \frac{\sum_{k \in S(q)} Formal_k}{\sum_{\forall k} Formal_k} \quad (\text{A.4})$$

Anexo 2. Estimaciones sin incluir la variable *Familiar*

Si no se incluyera la variable familiar, las estimaciones de los efectos de tratamiento utilizando las metodologías de *Nearest Neighbor* y *Stratification* para las dos estimaciones mencionadas en el texto, serían las siguientes:



Como se puede ver, no hay diferencias significativas con respecto a los resultados reportados en el texto.

Parametric vs. non-parametric methods for estimating option implied risk-neutral densities: the case of the exchange rate Mexican peso – US dollar¹²³

Guillermo Benavides Perales*
Israel Felipe Mora Cuevas**

Abstract

This research paper presents statistical comparisons between two methods that are commonly used to estimate option implied Risk-Neutral Densities (RND). These are: 1) mixture of lognormals (MXL); and, 2) volatility function technique (VFT). The former is a parametric method whilst the latter is a non-parametric approach. The RNDs are extracted from over-the-counter European-style options on the Mexican Peso–US Dollar exchange rate. The non-parametric method was the superior one for out-of-sample evaluations. The implied mean, median and mode were, in general, statistically different between the competing approaches. It is recommended to apply the VFT instead of the MXL given that the former has superior accuracy and it can be estimated when there is a relatively short cross-section of option exercise price range. The results have implications for financial investors and policy makers given that they could use the information content in options to analyze market's perceptions about the future expected variability of the financial asset under study.

Key words: currency option implied volatility, exchange rate, parametric methods, non-parametric methods, risk-neutral densities.

¹ The title in spanish is 'Métodos paramétricos vs. no-paramétricos en la estimación de densidades de riesgo-neutral Implícitas en precios de opciones: Un análisis empírico para el tipo de cambio peso-dólar'.

² This paper's findings, interpretations, and conclusions are entirely those of the authors and do not necessarily represent the views of Banco de México (Central Bank of Mexico), its Board or its Staff Officials. The authors acknowledge financial support from CONACYT (especially Sistema Nacional de Investigadores).

³ Acknowledgements: The authors want to thank Alberto Torres, Alejandro Gaytán, Alfonso Guerra and Alejandro Díaz de León for valuable comments of an earlier version of this paper. Thanks are also given to seminar participants at Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México, conference participants at the VII International Conference in Finance 2007 held at the Tecnológico de Monterrey, Campus Monterrey and participants at LACEA 2007 Conference held in Bogota, Colombia. We thank two anonymous referees for very helpful suggestions. Any remaining errors are responsibility of the authors.

*Banco de México, Dirección General de Investigación Económica and Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México. Correo electrónico: gbenavid@banxico.org.mx

** University of Essex

Resumen

En este trabajo de investigación, se realiza un análisis comparativo del poder predictivo de dos modelos que comúnmente se utilizan para estimar Densidades de Riesgo-Neutral (RNDs), obtenidas de los precios de opciones. Los modelos son: 1) mezcla de lognormales (MXL); y, 2) función de volatilidad implícita (VFT). El primero corresponde a un método paramétrico y el segundo, a un método no-paramétrico. Las RNDs son obtenidas de información diaria de opciones extrabursátiles de estilo-europeo del tipo de cambio Peso Mexicano – Dólar Estadounidense. En términos generales, los momentos de las RNDs fueron estadísticamente diferentes, entre ambas técnicas aplicadas. Se recomienda el uso del modelo VFT sobre el MXL, debido a que el primero obtuvo mejor desempeño en evaluación fuera de la muestra; mientras que el segundo no se puede estimar, si no se cuenta con un rango de precios de ejercicio suficientemente amplio. Los resultados pueden ser de interés tanto para inversionistas financieros, como para quienes se encuentran en situación de toma de decisiones. Esto es así, debido a que estos métodos pueden extraer las expectativas que tiene el mercado, estimadas a través de las RNDs, sobre la futura distribución de precios del activo que aquí se analiza.

Palabras clave: volatilidad implícita en opciones de divisa, tipo de cambio, métodos paramétricos, métodos no paramétricos, densidades de riesgo neutral.

Clasificación JEL: C14, C52, F31, G13.

Introduction

The present paper analyzes statistical differences between the two most commonly used methods to extract Risk Neutral Densities (RNDs) from option prices. These are: mixture of lognormals (MXL) and the volatility function technique (VFT). The former is a parametric method whilst the latter uses a non-parametric approach. The main objective is to identify statistical differences between the moments of the distributions as well as to analyze which method is the superior one in terms of goodness-of-fit and forecast accuracy. The forecast accuracy uses the first moments of the distributions and statistically compares them with spot prices relevant to the expiration date of the options (to analyze forecast power). The metric for the selection of the best method is done in terms of mean squared errors (MSE). These are obtained with the differences between implied first moments and spot prices at the maturity day of the options. Up to day, there is no general consensus in favor of one individual method statistically proven to be the most accurate. However, the results presented here are consistent with a

significant part of the literature that has found that VFT is more accurate for estimating exchange rate (Bliss and Panigirtzoglou: 2000, Castrén: 2005).

To add relevant findings to the literature of RND estimation the above mentioned methods are analyzed in order to test the following null hypothesis:

H_0 : The Mixture of Lognormals method and the Volatility Function Technique do not provide different statistical estimates of Risk-Neutral Densities.

Different to most works in the literature, this paper not only includes a statistical comparison between MXL and VFT, but also presents an evaluation of each model's out-of-sample forecast accuracy based upon statistical comparisons of first moments versus ex-post exchange rate data i.e. comparisons between the implied mean, median, mode and ex-post exchange spot prices. The main motivation is to extend the current literature about statistically comparing parametric and non-parametric methods in the estimation of RNDs. One of the main objectives is to compare the predictive accuracy of these widely used methodologies. Statistically significance tests for equal forecast accuracy have been rarely reported in the literature. Finally, it is worth mentioning that up to now these types of models have not been compared using the Mexican peso–US Dollar exchange rate, which makes an additional contribution to do the proposed research.⁴

The findings of this work could be of interest for agents involved in making risk management decisions related to exchange rates, particularly, the Mexican peso–US Dollar. Such agents could be academic researchers, bankers, derivatives traders, investors, policy makers, central banks, among others.

The layout of this paper is as follows. The literature review of the MXL and VFT approaches are presented in Section I. The models are explained in detail in Section II. Information about the data used for the empirical research is shown in Section III. The results are presented in Section IV. Finally, the conclusions are presented.

⁴ Díaz de León and Casanova (2004) estimated RNDs for the Mexican peso – USD exchange rate and for oil prices. However, they do not present a rigorous statistical comparison of the MXL vis-à-vis VFT mainly because they have different research questions.

I. Academic Literature of Risk-Neutral Densities

1.1. Risk-Neutral Densities Definition

The idea to estimate RNDs implied by option prices was first postulated by Breeden and Litzenberger (1978). The main reason to do this was the belief that derivative markets provided a rich source of forward-looking financial information embedded in them. A way to extract this information is by estimating an implicit probability distribution from option prices, which were traded in financial markets for a specific underlying asset. That is, the underlying assets' distribution implied by the observed market prices of those options. Given that the models used to estimate these probabilities have the assumption that the agents are risk-neutral, the resulting probability density is called risk-neutral density.⁵

The underlying assumptions of an option valuation model like the one postulated by Garman and Kohlhagen (1983: GK) are the following: 1) interest rates are non-stochastic, 2) there are no arbitrage profits, 3) all options are European-style, 4) agents are risk-neutral, 5) there are no transaction costs or taxes; and, 6) the price for the underlying asset follows a Geometric Brownian Motion.⁶ The GK is presented in Equation 1 below.

$$c(X, T) = Se^{-rT}N(d_1) - Xe^{-rT}N(d_2) \quad (1)$$

$$p(X, T) = Xe^{-rT}N(-d_2) - Se^{-rT}N(-d_1)$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{X}\right) + \left(r - r_f + \frac{1}{2}\sigma^2\right)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

Where c is the value of the European-style call option, p is the value of the European-style put option, T represents the time-to-maturity of the option, $N(x)$ is the cumulative probability distribution function, which is normally distributed. In other words, the probability that a variable with a standard normal distribution, $\psi(0, 1)$ will be less than x . The exercise price is

⁵ RNDs have some important theoretical concepts that are consider in their interpretations. However, it should be kept in mind that 'real-world' densities may be significantly different to the 'theoretical' RNDs extracted from options.

⁶ An European-style option can only be exercised at the maturity date of the option. On the other hand, an American-style option can be exercised at any time during the life of the option (including its maturity date).

represented by X , S refers to the spot price, \ln is the natural logarithm, σ is the asset's annualised volatility measured as its annualised price-return standard deviation, r is the domestic risk-free interest rate, and r_f is the foreign risk-free interest rate.⁷

If observed option prices in the market are used instead of theoretical ones, it is possible to implicitly extract the probability distribution that the agents had when they traded the options. Supposing that the c, p, S, X, r, r_f, T in Equation 1 above are observed. After making an assumption about σ the RND can be implicitly estimated by finding the risk-neutral probability function $q(S_T)$ in terms of spot prices at the maturity of the option (S_T), relevant to that specific traded option premium. So, instead of assuming a standard $N(x)$ as it is shown in Equation 1 above, the RND is implicitly extracted from the model using the observed variables.

In a detailed option-pricing model derivation Breeden and Litzenberger (1978) proved that the RND that it is contained in option prices can be extracted by calculating the second partial derivative of the call price function $C(X, T)$, with respect to the different exercise prices (X):

$$\left(\frac{\partial^2 C(X, T)}{\partial X^2} \right) = e^{-rt} q(S_T), \quad (2)$$

Rearranging terms it is possible to have the following definition,

$$q(S_T) = e^{rt} \left(\frac{\partial^2 C(X, T)}{\partial X^2} \right) \quad (3)$$

where $q(S_T)$ represents the risk-neutral probability function (RND) of the underlying asset (spot prices at maturity of the option) and the other variables are as defined previously. The problem with this definition is the assumption that the call price function is continuous for the range of exercise prices. As it is known this is not realistic given that in practice only some prices in discrete time are available or observed. Considering this limitation Shimko (1993) proposed an interpolation method using the exercise prices available. In subsequent research, Malz (1997b) proposed to interpolate

⁷ Price-returns are defined as the natural logarithmic difference between the contemporaneous price and the price one period before i.e. $\ln P_t - \ln P_{t-1}$ (where P represents price and \ln is the natural logarithm).

across implied volatilities (obtained with a GK model) and the delta.⁸ In this case, the delta has to pass through at least three points on the volatility smile as it will be explained in more detail below in Subsection *II.2* (the non-parametric model subsection).⁹

RNDs estimations do not only give a point estimate forecast about a specific underlying asset but they give the whole distribution expected by the market around a point estimate forecast. Extracting a RND provides information about market sentiment. For example, if an exchange rate shows RNDs with skewness that are systematically positive through time, the interpretation is that the market is expecting one of the currencies to depreciate (or keep depreciating) in the near future.

Even though substantial amount of research has been done about this topic, there still is a current debate in the literature about how different are the risk-neutral probability distributions compared with the market's 'true' probability distributions. For the case of exchange rates Christoffersen and Mazzotta (2004) found that RNDs provide reliable estimates of true density functions. The evidence was corroborated for stock indices (Liu, et. al. 2004).

Considering the actual evidence it could be assumed that from a theoretical viewpoint, RNDs are a parsimonious and reliable method for capturing the market's belief about a future asset price distribution.¹⁰ The present research paper emphasizes on comparing two of the most popular methods (parametric and non-parametric) to extract RNDs for exchange rates. However, the research question about the differences between RNDs and 'true' probability distributions (real-world densities) is not analyzed here.

⁸ Delta is defined in Hull (2003) as the rate of change of the price of a derivative with respect to the price of the underlying asset.

⁹ The volatility smile shows the relationship in a two dimensional space between the option implied volatilities and their relevant exercise prices or deltas. For exchange rates these curves commonly have a u-shaped form i.e. a 'smile'. This is why they are named volatility smiles. Smile curves are also observed for stock options but, in that case, the curve is normally downward sloping (also named volatility skew).

¹⁰ The exact date for this implied asset price distribution is the maturity date of the options.

1.2. Mixture of Lognormals

The mixture of Lognormals method is nowadays one of the most used methods to extract RNDs (Clews et. al. 2000). It was postulated around the mid 1990's by Rubinstein (1994), Bahra (1997) and Melick and Thomas (1997). The first two authors analyzed interest rate markets whilst Melick and Thomas did it on oil prices; the MXL is based on a weighted mixture of two or more lognormal distributions. According to Bahra (1997) the intuition of this approach is that it is possible to make assumptions about the functional form of the RND with the objective of recovering the parameters by minimizing the squared distance between the observed and the theoretical option prices; the latter generated by an assumed parametric form. So, instead of starting with an assumption about the stochastic process for the underlying asset (as other methods proposed), MXL initially assumes a lognormal terminal RND function.

1.3. The Volatility Function Technique

The volatility function technique was originally postulated by Malz (1997a). He extended an idea proposed by Shimko (1993) in which an interpolation of exercise prices was derived in order to recover a RND from option prices. Shimko's method proposed a parabolic function to estimate a curve for the implied volatility function vis-à-vis exercise prices i.e. the smile curve. The idea behind this method is to estimate a 'smoothed' smile implied volatility function, out of relatively few exercise prices (five or less) with a parabolic function and then generate smooth call option prices using the Black-Scholes equation (BS). With the estimated call prices the RND can be extracted by applying the Breeden and Litzenberger (1978) approach (explained in Subsection I.1 above). The main difference with Malz is that the latter does not use a parabolic function to estimate the smile curve but instead he applies implied volatilities from option pricing strategies (risk reversals and strangles). The objective is to estimate a curve matching implied volatility vis-à-vis the delta and then calculate the call option prices from it by using BS. Malz argued that his method is more accurate for modeling financial data given that option strategies' implied volatilities, like risk reversals (*rr*) and strangles (*str*), capture the market's expectations for the relative likelihood of exchange rate depreciations (implied skewness) and extreme events (excess implied kurtosis).¹¹

¹¹ A risk reversal in an option trading strategy where an investor simultaneously takes a long position in an out-of-the-money (OTM) call option and a short position in an OTM put option, both on the same underlying asset and time-to-maturity. A strangle is a similar type of strategy but in this case an investor simultaneously takes a long position in both an OTM call and put options (Hull: 2003, Micu: 2004). These strategies are usually

Several studies have statistically compared MXL and VFT. The comparisons are generally in terms of goodness-of-fit and stability of the parameters. Among those studies Bliss and Panigirtzoglou (2000) extracted RNDs for the FTSE-100 stock index and short sterling futures. They concluded in favor of the VFT arguing that it had both higher goodness-of-fit and stability of the parameters. On the other hand, Mc Manus (1999) found that the MXL was the most accurate method by showing higher goodness-of-fit for the case of Eurodollar options. Micu (2004) extracted RNDs for twelve emerging markets currencies vis-à-vis the US Dollar. He concluded that there is a trade-off between goodness-of-fit accuracy and stability of the parameters.

II. The Models

II.1. Mixture of Lognormals

One of the most used methods to extract RNDs from option prices is the Mixture of Lognormals (Rubinstein: 1994, Melick and Thomas: 1997, Bahra: 1997, Bliss and Panigirtzoglou: 2000). One of the assumptions for the underlying model is that the prices for European-style options at time t can be defined as the present value of the sum of expected payoffs (methodology and notation follow those presented in Bahra: 1997),

$$c(X, T) = e^{-rT} \int_X^{\infty} q(S_T)(S_T - X) dS_T \quad (4)$$

$$p(X, T) = e^{-rT} \int_0^X q(S_T)(X - S_T) dS_T \quad (5)$$

where notation is the same as defined previously. In theory any functional specification for the density $q(S_T)$ can be used for Equations (4) and (5), and its parameters can be recovered (implicitly) through a numerical optimization method. According to Ritchey (1990) it is possible to consider the following definitions:

$$q(S_T) = \sum_{i=1}^k [\theta_i L(\alpha_i, \beta_i; S_T)] \quad (6)$$

where $L(\alpha_i, \beta_i; S_T)$ represents the lognormal density function i in the k -component of the mixture. The k -component indicates the total number of lognormals used in the mixture considering the parameters α_i, β_i (for example, for the case of the mixture of two lognormals the value of K is

undertaken by investors that believe that the underlying spot price will end up far away from the current (at-the-money) spot price.

equal to two). The definitions for α_i , and β_i are taken from a lognormal distribution and are shown next:

$$\alpha_i = \ln S + \left(\mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) T \quad (7)$$

$$\beta_i = \sigma_i \sqrt{T} \quad \text{for each } i \quad (8)$$

where μ_i represents the return expectation of the series (i) and σ_i represents its standard deviation.¹² The weights of the probabilities θ_i , must satisfy the following condition,

$$\sum_{i=1}^k \theta_i = 1, \quad \theta_i > 0 \quad \text{for each } i \quad (9)$$

It is well known that in many derivative exchanges, option contracts are traded within a relatively narrow range of exercise prices. Because of this, there are limitations about the number of parameters of the distributions that can be estimated from the data. Even though there is a narrow range, a mixture of two lognormals can be validly applied to estimate the optimal parameters, α_1 , α_2 , β_1 , β_2 and θ as long as there are at least five different exercise prices. For that it is important to define call and put options prices in the following way:

$$c(X, T) = e^{-rT} \int_X^\infty [\theta L(\alpha_1, \beta_1; S_T) + (1 - \theta)L(\alpha_2, \beta_2; S_T)] (S_T - X) dS_T \quad (10)$$

$$p(X, T) = e^{-rT} \int_0^X [\theta L(\alpha_1, \beta_1; S_T) + (1 - \theta)L(\alpha_2, \beta_2; S_T)] (X - S_T) dS_T \quad (11)$$

For an easier estimation Equations 10 and 11 must be transformed to closed-form.¹³ Once this is done the following can be expressed,

$$c(X, T) = e^{-rT} \left\{ \theta \left[e^{\frac{\alpha_1 + \frac{1}{2}\beta_1^2}{\beta_1^2}} N(d_1) - XN(d_2) \right] + (1 - \theta) \left[e^{\frac{\alpha_2 + \frac{1}{2}\beta_2^2}{\beta_2^2}} N(d_3) - XN(d_4) \right] \right\} \quad (12)$$

$$p(X, T) = e^{-rT} \left\{ \theta \left[XN(-d_2) - e^{\frac{\alpha_1 + \frac{1}{2}\beta_1^2}{\beta_1^2}} N(-d_1) \right] + (1 - \theta) \left[XN(-d_4) - e^{\frac{\alpha_2 + \frac{1}{2}\beta_2^2}{\beta_2^2}} N(-d_3) \right] \right\} \quad (13)$$

$$d_1 = \frac{-\ln(X) + \alpha_1 + \beta_1^2}{\beta_1} \qquad d_3 = \frac{-\ln(X) + \alpha_2 + \beta_2^2}{\beta_2}$$

¹² For the case of an exchange rate option μ represents the differential between the domestic and the foreign risk-free interest rate.

¹³ To see more details about the derivation to closed-form solutions the interested reader can refer to Bahra (1997, pg. 50).

$$d_2 = d_1 - \beta_1$$

$$d_4 = d_2 - \beta_2$$

Both call and put options are related to the same underlying asset. For this reason, it is consistent if both option premium series are included for minimizing one objective function. The idea is to find the optimal parameters α_1 , α_2 , β_1 , β_2 and θ , which will minimize the difference between the theoretical and observed prices.¹⁴ The minimization problem is,

$$\text{Min}_{\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \theta} \sum_{i=1}^n [c(X_i, T) - \hat{c}_i]^2 + \sum_{i=1}^n [p(X_i, T) - \hat{p}_i]^2 + \left[\theta e^{\alpha_1 + \frac{1}{2}\beta_1^2} + (1-\theta)e^{\alpha_2 + \frac{1}{2}\beta_2^2} - e^{rT} S_T \right]^2 \quad (14)$$

with the following restrictions, β_1 and $\beta_2 > 0$ and $0 \leq \theta \leq 1$, for the observed range of exercise prices $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$. $c(X_i, T)$ and $p(X_i, T)$ are the theoretical prices for the call and put options respectively, whilst \hat{c} and \hat{p} represent the observed call and put prices, respectively. Once the optimal parameters are obtained the RND is estimated using the closed-form Equations 12 and 13.

II.2. The Volatility Function Technique

Malz (1997a) shows that a RND can be estimated by interpolating the smile curve. Interpolation can be carried out in terms of the implied volatilities determined from market expectations. The implied volatilities considered are: at-the-money where the forward price (F) is equals to the exercise price (atm); risk reversal; and, strangle. For exchange rates these were taken from market traders.

The implied volatilities from the above mentioned option strategies for a 25-delta call and put option can be theoretically obtained as follows.

The rr is defined as,

$$rr_t^{25\Delta} = \sigma_t^{(\Delta_{0.25}^c)} - \sigma_t^{(\Delta_{0.25}^p)} \quad (15)$$

and the str can be expressed as

$$str_t^{25\Delta} = 0.5 \left[\sigma_t^{(\Delta_{0.25}^c)} + \sigma_t^{(\Delta_{0.25}^p)} \right] - \sigma_t^{ATM} \quad (16)$$

¹⁴ For details about the derivation to obtain the objective function the interested reader can refer to Bahra (1997, pg. 50).

Incorporating the volatilities to a quadratic function, it is then possible to obtain the following smile curve (Malz: 1997a),

$$\sigma(\delta) = atm - 2rr(\delta - 0.5) + 16str(\delta - 0.5)^2, \quad (17)$$

where $\sigma(\cdot)$ represents the market's implied volatility as a function of delta (δ). Once this curve is obtained a transformation is performed in which the implied volatility can be expressed in terms of exercise price (X) and not in terms of the delta. Thus, the definition of the delta function is now as follows:

$$\delta = e^{-rt} * N \left(\frac{\ln\left(\frac{F_t}{X}\right) + \left(\frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \right), \quad (18)$$

where the notation is as defined previously. Equation 18 is substituted in Equation 17 and then Equation 19 below is obtained,

$$atm - 2rr \left[\left[e^{-rt} * N \left(\frac{\ln\left(\frac{F}{X}\right) + \left(\frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \right) - 0.5 \right] + 16str \left[\left[e^{-rt} * N \left(\frac{\ln\left(\frac{F}{X}\right) + \left(\frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \right) - 0.5 \right] - \sigma = 0 \right]^2$$

To estimate the density function for the underlying asset the Breeden and Litzenberger (1978) result is applied here (Equation 3 above). Substituting in Equation 19 it is then possible to estimate the probability function for the underlying asset, which is expressed as follows,

$$q(S_T) = e^{rt} \left[F \left(\left(\frac{n(d_1)}{X^2 v \sqrt{T}} \right) + n(d_1) d_1 \left(\frac{1}{X v \sqrt{v}} \right) \right)^2 - \left[X \left(\left(\frac{n(d_2)}{X^2 v \sqrt{T}} \right) + n(d_2) d_2 \left(\frac{1}{X v \sqrt{T}} \right) \right) \right]^2 \right] \quad (20)$$

where,

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{F}{X}\right) + \left(\frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}, \quad d_2 = \frac{\ln\left(\frac{F}{X}\right) - \left(\frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}},$$

and v represents the option implied volatility (σ), which makes Equation 19 equals to zero. Finally, by using different values of X it is then possible to extract the RND through the prices of options.

III. Data

The data for the exchange rate consists of daily spot and forward quotes obtained from a Banco de México's financial database ('Central de Información Financiera (CIF)').¹⁵ The forward and option prices are daily over-the-counter (OTC) quotes with one-month-to-expiration traded by major Mexican banks and other financial intermediaries.¹⁶ The exchange rate *atm*, *rr*, and *str* implied volatilities were obtained from Switzerland-based UBS¹⁷ Financial Institution data base.¹⁸ The domestic discount rate consists of daily 28-day secondary market interest rates of Mexican Certificates of Deposit (CDs) obtained from the same source.¹⁹ United States CDs were obtained from the Federal Reserve (FED) web page with the same maturity in order to include the equivalent foreign risk-free discount rate in the estimations.²⁰ The sample period under analysis is more than four years, from 28/05/2002 to 04/07/2006. The final selected sample size consists of 39 daily observations for the exchange rates.

IV. Results

IV.1. Exchange Rate

This subsection presents the estimated RNDs implied moments for the exchange rate through time. The implied moments are the mean, annualized volatility (implied standard deviation), skewness and kurtosis. The mean gives the market's expected value for the underlying asset at the maturity date of the options. The annualized volatility provides an indication of the dispersion of expectations around the mean exchange rate. The probability of a large upward movement compared to a large downward movement is explained with the implied skewness. This also measures the asymmetry of the distribution. Kurtosis indicates the possibility of large changes in

¹⁵ Banco de México's 'Central de Información Financiera' has exchange OTC forward and option prices. This database is not available to the general public, however, daily spot exchange rates can be downloaded from the Web page, which is <http://www.banxico.org.mx>

¹⁶ For exchange rate options OTC markets have significantly higher volume of trade compared with exchange-traded options. This difference can be more than fourth fold (Castrén: 2005). European-style option data is used in this document.

¹⁷ UBS is one of the world's leading financial firms and operate in two locations. The web page is <http://www.ubs.com/>

¹⁸ The quotes from UBS were from financial traders that quoted volatility and not option prices. This is normally done for exchange rate options (see Cooper and Talbot (1999) for details).

¹⁹ In Spanish these are 'Certificados de la Tesorería de la Federación (CETES)'.

²⁰ The FED web page is <http://www.federalreserve.gov/>.

exchange rates prior the maturity date of the options (Mc Manus, 1999). It is important to point out that a skewed left (negative skewness) distribution gives greater weight to the possibilities that the exchange rate will be far below instead of far above (with respect to the mean value) at the maturity date of the options. In this situation, it is expected that the implied mean will be lower than the implied median and mode. The opposite holds true i.e. for the case of a positive skewness.

Implied moments through time for the exchange rate are presented in Figures 1-6.²¹ It can be observed that both methods have relatively different implied measures between them. For example, the MXL has significantly more variation compared to VFT in all the implied moments. These differences show that the implied measures tend to be model dependent. Because of this, it makes it difficult to rely on them as indicators of market sentiment (Mc Manus, 1999). However, these results show that the statistical differences between the estimation models are relevant depending on the chosen model. This is in line with that part of the academic literature that considers the importance of choosing a correct RND model. The type of the model creates a statistical difference in terms of gauging market sentiment. Table 1 shows results from tests about statistical differences between the implied mean, median and variance for both methods.²² In the majority of the cases the null hypothesis of equality of the implied mean, median and variance is clearly rejected (*p*-values reported).

It can be observed in Table 2 below that the VFT has higher accuracy predicting observed data for the exchange rate. In other words, the implied mean, median and mode from the VFT estimations were closer to the spot exchange rates at the options' maturity date i.e. the day the forecasts are estimated for. Following Diebold and Mariano (1995) the statistical difference between the MSEs from both methods is reported in the last column.²³ The MSEs are the lowest for the VFT method. The estimations are

²¹ Figures 1-6, table 1 and table 2 are presented in the Appendix.

²² The statistical tests used here are the standard *t*-test (for the mean), a Wilcoxon / Mann-Whitney (for the median) and a *F*-test (for the variance). Details about these standard tests are available to the reader upon request.

²³ This method requires generating a time series, which is the differential of the squared-forecast errors from two different forecast models i.e.

$$d_t = (\sigma_t^2 - \hat{\sigma}_{1,t-1})^2 - (\sigma_t^2 - \hat{\sigma}_{2,t-1})^2, \text{ where } d_t \text{ is the differential of the series and } \hat{\sigma}_i \text{ is the forecast of the } i \text{ model. The } t\text{-statistic is obtained in the following way, } \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{sd}{n}}}$$

\bar{d} is the sample mean and *sd* is equal to the standard deviation of the series (*d*). *n* represents the total number of observations.

statistically different between the MSEs at the 5% level. The implied median had higher accuracy compared with the implied mean and mode.

IV.2. Analysis of the Results

There are advantages of using the MXL and VFT methods to estimate RNDs. The former gives the possibility that any return on a given asset could be drawn from two lognormal distributions. However, MXL requires a minimum number of cross-sections of option prices with maturity on the same date in order to be estimated (at least five per trading day in this case). On the other hand, the VFT method does not actually need a minimum number of observed option market prices. This is because the RNDs are extracted from the implied volatility function ‘smile curve’ through interpolations. An advantage of the VFT over the MXL is that the former can be estimated for almost every trading day as long as there is information about the implied volatilities, *atm*, *rr* and *str* (either traded or estimated). Also, VFT appears to be more stable (in the higher moments) through time. This can be observed in Figures 1 – 6.

It is concluded that the VFT model was the superior one for the out-of-sample evaluation, which considers the comparison between the implied first moments of the implied distribution and the observed spot prices at the maturity-date of the options. This is an out-of-sample test given that it compares the expectations at the day of trading (by the estimation of the implied mean) and the actual observed (spot) value for that specific maturity date. In terms of statistical significance of MSEs for the out-of-sample evaluation, it was shown that there are statistical significant differences between both methods, being the VFT the most accurate one. The findings also show clear discrepancies between the higher implied moments estimated with both methods. Unfortunately, these statistical differences show unstable higher moments, therefore it is difficult to conclude that RNDs can, in an unbiased way, gauge market sentiment. Nonetheless, the out-of-sample tests confirm the advantages of the VFT method over the MXL in terms of forecasting accuracy for the period under analysis.

Recent works in the literature by Abadir and Rockinger (2003) and Bu and Hadri (2007) have applied hypergeometric functions to estimate RNDs. Their results are interesting given that both research papers acknowledge the benefits of using these types of hypergeometric functions compared to other methods. The results we find in this paper are in line with those of Bu and Hadri (2007) in that VFT-type methods could provide higher accuracy and stability compared to MXL-type methods. However, they do not perform a

more rigorous testing of these methods considering that there are several features a RND estimation should be considered (see Taylor: 2005).²⁴ These authors based their conclusions only on accuracy and stability tests. They compare a method similar to the one applied here (Malz) but not exactly the same method. So we believe that their conclusions add insights to the literature but at this moment there is not consensus yet about the superiority of one method over the rest. It is worth mentioning that Micu (2004) concluded that there is not a unique method that will outperform others given that there appears to be a trade off between accuracy and stability.

Finally, the work by Hördahl and Vestin (2003) shows the importance of a risk premium when interpreting RNDs. One of their conclusions is that this risk premium is not constant through time. They argue that the relationship between RNDs and RWDs is neither constant nor equivalent. The underlying assets they apply bond with one and ten year maturities. They obtain interest rates for one and ten years respectively. Given that the underlying asset they consider differs from the one applied here there is no evidence that their conclusions could apply to our case. It is important to mention that our null hypothesis is stated to find statistical differences between the methods used in this paper. Even though we also conduct accuracy tests our main research question is based on the statistical differences between the estimation methods presented.

Suggestions for further research

For the Mexican case, it is suggested that future research should analyze specific monetary events and its influence to market expectations for the underlying asset. The former can be identified with recorded monetary policy decisions and the latter can be estimated with RNDs. For example, RNDs can be estimated for their underlying asset around the date when there is a Monetary Policy Committee Meeting at the Mexican Central Bank. It could be that the differences on these two estimation procedures could be higher around an important monetary policy event (Mc Manus 1999, Castrén 2005). It is also important to test other methods like Hermite Polynomial Approximations, Maximum Entropy, piecewise cubic polynomial and other non-parametric ones in order to make a comparison to the results presented here. Finally, it could be important to analyze in more detail the possible application of a premium to compensate investors for a systematic

²⁴ According to Taylor (2005) RNDs should be 1) always positive, 2) permit skewness and kurtosis, 3) have fatter tails compared to lognormal distributions, 4) there are analytic formulae for the density and the call price formula, 5) estimates should be stable, 6) solutions to the estimation problem must be relatively simple, 7) no subjective decisions must be made, 8) RNDs should be easily transform to RWDs.

depreciation of the Mexican peso vis-à-vis United States dollar. The systematic depreciation of this exchange rate was observed because of its positive implied skewness (in pesos per USD) throughout the sample.²⁵

Conclusion

In the present research project RNDs estimation models were compared to each other in order to find the forecasting model with higher predictive accuracy for the Mexican peso – US Dollar exchange rate. The models were Mixture of Lognormals and the Volatility Function Technique. The former is a parametric method whilst the latter is a non-parametric technique. Tests were performed for out-of-sample evaluations. These were conducted to compare the implied mean, median and mode of each RND vis-à-vis the ex post asset price at maturity of the options (the forecast day). The metrics used were mean squared errors. The VFT contained most of the information content of the realized spot exchange rate at maturity of the options. According to the results, the null hypothesis that the Mixture of Lognormals method and the Volatility Function Technique do not provide different statistical estimates of Risk-Neutral Densities is rejected. Considering that the VFT can be estimated when there are relatively few cross-section of option prices whilst the MXL can not be estimated, it is recommended to use the former instead of the latter.²⁶ A word of caution is given to these conclusions considering that it was shown that the higher moments of the RNDs were unstable and model dependent.

Bibliography

- Abadir, K. M., and Rockinger, M. (2003). “Density functionals, with an option-pricing application.” *Econometric Theory*. Vol. 19, pp. 778-811.
- Bahra, B. (1997). “Implied Risk Neutral Probability Density Functions from Options Prices: Theory and Application.” *Bank of England. Workingpaper No. 66*.

²⁵ The reader can refer to Díaz de León and Casanova (2004) for more details about a premium to compensate investors for the systematic depreciation of the Mexican peso vs. USD.

²⁶ For Mexican exchange rate OTC options it is very common to have less than five cross-section observations of option prices that mature on the same day in any given trading day. This makes it very difficult to obtain accurate RND estimates for the MXL method (as explained above).

- Bliss, R., and Panigirtzoglou, N. (2000). "Testing the Stability of Implied Probability Density Functions." *Bank of England*. ISSN 1368-5562.
- Breeden, D., and Litzenberger, R. (1978). "Prices of State-Contingent Claims Implicit in Option Prices." *The Journal of Business*. Vol. 51, pp. 621-51.
- Bu, R., and Hadri, K. (2007). "Estimating option implied risk-neutral densities using spline and hypergeometric functions." *The Econometrics Journal*. Vol. 10, pp. 216-244.
- Castrén, O. (2005). "Estimating and Analyzing Currency Options Implied Risk-Neutral Density Functions for the Largest New EU Member Status." *European Central Bank. Workingpaper* No. 440. February.
- Christoffersen, P., and Mazzotta, S. (2004). "The Informational Content of Over-the-Counter Currency Options." *European Central Bank. Working paper* No. 366.
- Clews, R., Panigirtzoglou, N., and Proudman, J. (2000). "Recent Developments in Extracting Information from Option Markets." *Bank of England Quarterly Bulletin*. February.
- Cooper, N., and Talbot, J. (1999). "The Yen/Dollar Exchange Rate in 1998: Views from Options Markets." *Bank of England. Working paper*.
- Díaz de León, A., and Casanova, M. E. (2004). "Expectativas del Mercado Implícitas en los Precios de Instrumentos Derivados: Aplicaciones al Mercado Cambiario y Petrolero." *Banco de México*. Documento de investigación No. 2004-01.
- Diebold, F. X., and Mariano, R. S. (1995). "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 13, pp. 253-263.
- Garman, M. B., and Kohlhagen, S. W. (1983). "Foreign Currency Option Values." *Journal of International Money and Finance*. Vol. 2, pp. 231-37. May.
- Hördahl, P., and Vestin, D. (2003). "Interpreting implied risk-neutral densities: the role of risk premia." *European Central Bank. Workingpaper* No. 274.
- Hull, J. (2003). "Options, Futures and Other Derivatives." 5th. Edition. Prentice Hall.
- Liu, X., Shackelton, M., Taylor, S., and Xinzhong, X. (2004). "Closed-form Transformations from Risk-Neutral to Real-world Distributions." *Lancaster University. Working paper*.
- Malz, A. M. (1997a). "Option-implied Probability Distributions and Currency Excess Returns." *Federal Reserve Bank of New York. Staff Reports*, No. 32.
- Malz, A. M. (1997b). "Estimating the Probability Distribution of the Future Exchange Rate from Option Prices." *Journal of Derivatives*. Vol. 5, pp. 18-36.
- Mc Manus, D. J. (1999). "The Information Content of Interest Rate Futures Options." *Bank of Canada. Workingpaper* No. 99-15.

- Melick, W. R., and Thomas C. P. (1997). "Recovering an Asset's Implied PDF from Option Prices: An Application to Crude Oil during the Gulf Crisis." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 32, pp. 91-115.
- Micu, M. (2004). "Extracting Expectations from Currency Option Prices: A Comparison of Methods." *Bank of International Settlements*. Working paper. September.
- Ritchey, R. J. (1990). "Call Option Valuation for Discrete Normal Mixtures." *Journal of Financial Research*. Vol. XIII, No. 4, pp. 285-96.
- Rubinstein, M. (1994). "Implied Binomial Trees." *Journal of Finance*. Vol. 49, pp. 771-818. July.
- Shimko, D. (1993). "Bounds of Probability." *Risk*. Vol. 6, pp. 33-7. April.
- Taylor, S. J. (2005). "Asset Price Dynamics, Volatility, and Prediction." *Princeton University Press*.

Appendix

Figures 1 - 6. Mexican Peso vis-à-vis USD RNDs Implied Moments Through Time

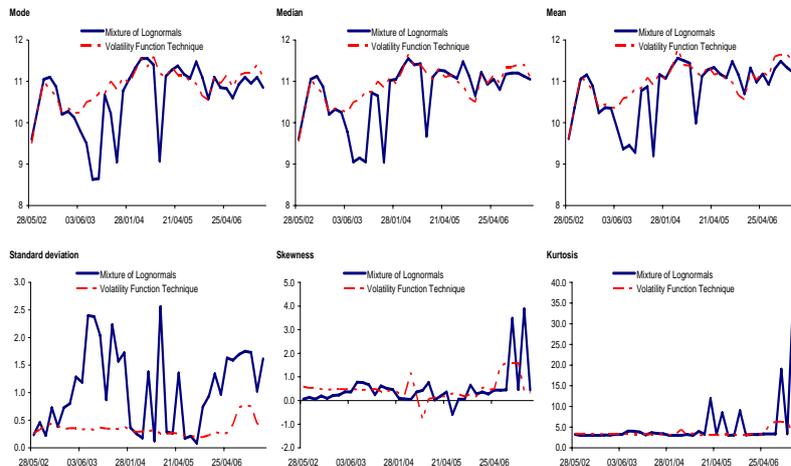


Table 1. Tests of Statistical Equality of the Implied Mean, Median and Variance for the Mixture Lognormal and the Volatility Function Technique: Exchange Rates

Date	Mean	Median	Variance
28/05/2002	0.8896	0.0206	0.0000
12/11/2002	0.0947	0.4327	0.0000
10/02/2003	0.0000	0.1782	0.0000
11/03/2003	0.0000	0.0000	0.0000
10/04/2003	0.0000	0.0000	0.7231
20/05/2003	0.0000	0.0000	0.0000
28/05/2003	0.0021	0.0016	0.0000
29/05/2003	0.3224	0.0455	0.0000
03/06/2003	0.0000	0.0000	0.0000
01/07/2003	0.0000	0.0000	0.0000
29/07/2003	0.0000	0.0000	0.0000
05/08/2003	0.0000	0.0000	0.0000
12/08/2003	0.0253	0.0124	0.0000
08/09/2003	0.0000	0.0000	0.0000
24/09/2003	0.0000	0.0000	0.0000
21/10/2003	0.2572	0.0099	0.0000
28/01/2004	0.0090	0.0005	0.0000
26/04/2004	0.0027	0.0000	0.0000
25/10/2004	0.0000	0.0000	0.0000
28/12/2004	0.0168	0.2080	0.0000
04/01/2005	0.0000	0.0654	0.0000
10/02/2005	0.0000	0.0000	0.0000
02/03/2005	0.4314	0.0560	0.0002
17/03/2005	0.0000	0.0000	0.0003
21/04/2005	0.0001	0.0055	0.0000
27/04/2005	0.0001	0.0990	0.0000
03/05/2005	0.0022	0.0005	0.0000
27/06/2005	0.0000	0.0000	0.0000
16/08/2005	0.0000	0.0000	0.0000
24/01/2006	0.0000	0.0003	0.0000
01/04/2006	0.0467	0.4291	0.0000
18/04/2006	0.1150	0.0376	0.0000
25/04/2006	0.1449	0.0080	0.0000
09/05/2006	0.0001	0.0000	0.0000
30/05/2006	0.0000	0.0000	0.0000
06/06/2006	0.0000	0.0000	0.0000
07/06/2006	0.0000	0.0000	0.0000
28/06/2006	0.0000	0.0000	0.0000
04/07/2006	0.9855	0.2184	0.0000

This table reports p -values for test of equality of the implied mean, median and variance for the methods analyzed: mixture lognormal and volatility function technique. The underlying variable is the Mexican peso -

USD exchange rate. Mean applies a *t*-test, median applies a Wilcoxon/Mann-Whitney and variance applies an *F*-test. Option data was supplied by Banco de México. The number of observations chosen is 39 from days when both methods were able to estimate risk-neutral densities in one specific day. The sample size is from May 28th, 2002 to July 7th, 2006.

Table 2. Out-of-Sample Forecast Accuracy. MSEs for Mixture Lognormal and Volatility Function Technique: Exchange Rates.

MSE	Mixture Lognormal	Volatility Function Technique	Statistical Significance
Implied Mean	3.9520 x 10 ⁻¹	7.1943 x 10⁻²	2.3419** (0.0220)
Implied Median	5.0716 x 10 ⁻¹	5.6912 x 10⁻²	2.5285** (0.0136)
Implied Mode	6.7254 x 10 ⁻¹	6.0169 x 10⁻²	2.5550** (0.0127)

This table reports the Mean-Square-Error (MSE) for the comparison between the implied mean, median, mode from the RNDs and the ex-post spot exchange rate. The implied values are for both methods analyzed: mixture lognormal and volatility function technique. The underlying variable is the Mexican peso - USD exchange rate. Option and exchange rate data was supplied by Banco de México. Statistical significance represents the Diebold and Mariano (1995) MSE equality test. The null hypothesis is MSE differences between the models are equal to zero. The statistic reported is a *t*-statistic and the *p*-value is expressed in parentheses. The sample size considers 37 observations of RNDs estimated applying both methods. Exchange rate call and put options were used in the estimations. The period under study is from May 28th, 2002 to July 7th, 2006. Bold indicates the smallest value i.e. best accuracy. ***/ Statistically significant at 1% confidence level, **/ Statistically significant at 5% confidence level.

El stock de capital industrial medido a través de la relación inversión-empleo: estimaciones para los estados mexicanos

Vicente Germán Soto*

Resumen

En este trabajo, proponemos medir el stock de capital para el sector industrial de los estados de México. El método que se usa, primero calcula la edad promedio del capital mediante una ecuación de regresión que relaciona datos de inversión y empleo y utiliza esta información para estimar el stock de capital. Los hallazgos empíricos sugieren la existencia de una significativa variación interregional en la edad del capital, que coincide con la existencia de sustanciales diferencias tecnológicas entre el conjunto de estados industrializados y los no (o menos) industrializados. El análisis de las tendencias regionales basadas en el stock de capital industrial indica una relación creciente de los cocientes capital-trabajo y una tasa de inversión relativamente estable; lo cual representa un resultado anticipado por la teoría económica.

Palabras clave: Stock de capital, empleo, inversión regional, crecimiento, razón capital-trabajo.

Abstract

In this paper we propose an estimation of the stock of capital series for the industrial sector of the Mexican states. In order to do it, the average age of the capital stock is calculated by estimating an empirical model that relates investment rates and employment. The empirical findings suggest a significant interregional variation in the capital stock age that coincides with technology differences among industrialized and non (or less) industrialized states. The regional tendencies of the capital stock series indicate a growing relationship among the capital-labor ratios and a relatively stable investment rate, an advanced result from the economic theory.

Key words: capital stock, employment, regional investment, growth, capital-labor ratio.

Clasificación JEL: D24, E22, O18, R11

* Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Coahuila. Correo electrónico: vgerman@terra.com

El autor agradece las útiles sugerencias y comentarios de dos dictaminadores anónimos. También agradece el apoyo financiero de las Becas PROMEP/103.5/02/1168 y F-PROMEP-36/Rev-03 de la SEP y la Universidad Autónoma de Coahuila para la realización del proyecto.

Introducción

En décadas recientes, la investigación económica ha sido realizada en gran medida a través de la creación, actualización y ampliación de bases de datos de importantes variables macroeconómicas. Uno de los campos en los cuales los esfuerzos han sido muy intensos y prometedores es en la estimación de las series macroeconómicas del stock de capital. Al respecto, las aplicaciones han sido dirigidas tanto a conjuntos de países como a áreas regionales dentro de un país.

Ejemplos de la primera clase, son: las estimaciones de stock de capital para un grupo amplio de países en las llamadas *Penn World Tables* de Summers y Heston [1988, 1991], la medición y consumo de capital fijo en países de la OECD [OECD, 2001] y una diversidad de trabajos que realizan aportaciones a países individuales, como las estimaciones para Dinamarca de Groes [1976], para Suecia en el trabajo de Tengblad y Westerlund [1976], para Alemania (República Federal) de Lützel [1977]. A los anteriores, le siguen los trabajos de Hahn y Schmoranz [1984] en Austria; Biorn, Holmoy y Olsen [1989] en Noruega; Hwang [1997] en industrias de Canadá; Williams [1998] en bienes durables del Reino Unido; además de estimaciones también muy recientes para el caso de España en Cubel y Palafox [1997 y 2002], entre otros. Ejemplos de la segunda clase, son: las estimaciones del stock de capital para las regiones de un país, realizadas en los trabajos de Varaiya y Wiseman [1981] para el sector manufacturero de las áreas metropolitanas de EE.UU.; Harris [1983] para las regiones del Reino Unido; Anderson y Rigby [1989] en las regiones de Canadá; Melachroinos y Spence [2000] en el sector manufacturero de las diferentes regiones de Grecia; Mas, Pérez y Uriel [2000] para provincias y regiones de España; etc.

En América Latina, ha habido algunos esfuerzos en el nivel interno de los países, como el trabajo de Harberger y Wisecarver [1977] para el caso de las cuentas nacionales de Uruguay y los trabajos de Hofman [1992 y 2000] para seis de las principales economías de América Latina. La estimación de la dimensión capital de cualquier economía surge como respuesta inmediata a una necesidad creciente por contar con cifras de stock de capital, sin las cuales un espectro amplio de la investigación económica empírica no podría ser llevado a cabo satisfactoriamente.

A pesar de que la variación regional en tasas de acumulación de capital es considerada un componente importante del desarrollo industrial, espacialmente desigual, permanece como un área escasamente estudiada. Los problemas teóricos y metodológicos que acompañan a la medición del capital, junto a la falta de información necesaria sobre un rango amplio de

variables específicas, constituyen obstáculos frente a cualquier intento por construir series regionales de stock de capital [Melachroinos y Spence, 2000].

En México, la preparación de las cifras de capital ha estado a cargo de instituciones oficiales recolectoras de datos y se hallan agregadas en el nivel nacional y por sector de origen (para construcción y maquinaria y equipo). Éstas se han llevado a cabo primero, por el Banco de México [1986] y, recientemente, por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática [INEGI, 1999]. Sin embargo, hay una ausencia notoria de este tipo de información, en nivel regional (o de entidades federativas) y por sector de la actividad económica, lo que dificulta una visión espacial amplia del desarrollo industrial del país.

Esta investigación busca aportar estimaciones de stock de capital para el sector industrial de las entidades federativas de México. El método, basado en una ecuación de regresión que relaciona datos de inversión fija bruta y empleo, calcula primero la edad promedio del capital y luego utiliza esta información, mediante el método del inventario perpetuo, para estimar el capital de un determinado rango de años. El procedimiento que se usó fue desarrollado originalmente por Varaiya y Wiseman [1981], para estimar el capital manufacturero de las áreas metropolitanas de EE.UU., y posteriormente por Anderson y Rigby [1989], en una aplicación sobre seis regiones de Canadá. Otros trabajos realizados para situaciones similares (medición del insumo capital de un sector para las diversas regiones de un país) son los de Harris [1983], donde se generan medidas de los servicios del capital en la producción desagregada para diez regiones del Reino Unido; también los de Melachroinos y Spence [2000], donde se derivaron series de capital manufacturero para las regiones de Grecia; y el trabajo de Mas, Pérez y Uriel [2000], quienes desagregaron las estimaciones para diecisiete regiones y cincuenta provincias de España. Cada uno de esos trabajos estuvo basado en diferentes técnicas de estimación, condicionados principalmente por la disponibilidad de la información básica. En efecto, debido a las restricciones de información, en la literatura del stock de capital no hay trabajos que hayan utilizado la misma metodología ni de la misma forma.

La medición de una serie de stock de capital resulta útil en los análisis económicos, tanto para la planeación regional -toma de decisiones políticas sobre dónde hace falta mayor inversión y, qué regiones o sectores tienen mayor intensidad de capital-; como para probar teorías en investigación (modelos de crecimiento económico, por ejemplo). En particular, para la construcción de una serie de stock de capital regional existen, al menos, cuatro razones por las cuales resulta importante:

- a. Para valorar políticas regionales que incentivan la inversión o para identificar sus impactos sobre las intensidades de capital relativo de determinadas industrias entre regiones [Gleed & Rees, 1979].
- b. Para construir funciones de producción útiles en la conducción de comparaciones de eficiencia técnica regional. Éstas pueden revelar qué parte del crecimiento regional puede ser atribuido a la expansión de los insumos capital y trabajo y qué parte se debe al cambio técnico [Moomaw, 1981; Harris, 1982; Hulten y Schwab, 1984; Beeson, 1987; Vagionis y Spence, 1994; Vagionis y Sfakianakis, 1997].
- c. Para construir funciones de inversión y consumo que puedan ser usadas no sólo para probar teorías sino también en la predicción de la inversión futura de los niveles de ingreso o de consumo [Usher, 1980; O'Mahony, 1993].
- d. En la valoración de los efectos regionalmente divergentes de la política de impuestos [Luger, 1986].

En este trabajo, se usan datos de inversión regional publicados en los censos industriales para estimar el stock de capital industrial y examinar su edad promedio en las treinta y dos (32) entidades federales de México. Los hallazgos empíricos sugieren significativa variación interregional en la edad del capital, que coincide con la existencia de sustanciales diferencias tecnológicas entre el conjunto de estados industrializados y los no (o menos) industrializados. El análisis de las tendencias regionales basadas en el stock de capital industrial indica una relación creciente de los cocientes capital-trabajo y una tasa de inversión relativamente estable en muchos de los estados, un resultado que es anticipado por la teoría económica (véase, por ejemplo, Costa y Marangoni [1995], y Einarsson y Marquis [1996]).

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la sección posterior al resumen, se aborda la introducción. La sección uno (I) revisa algunos de los métodos de estimación existentes e introduce la técnica que aquí se utiliza, la cual tiene la propiedad de ser sensible a la variación espacial de los factores que gobiernan la formación bruta de capital fijo. La sección dos (II) describe la técnica y el procedimiento de estimación. La sección tres (III) muestra los resultados y algunos indicadores que se construyen, relacionados con el stock de capital, así como la distribución espacial del capital industrial en México. La última sección corresponde a las conclusiones y comentarios.

I. Métodos de estimación del stock de capital

Los métodos de estimación son diversos y su elección depende, en gran parte, de la disponibilidad de información, aunque la mayoría de los autores coincide en estimar el capital a partir de datos de inversión. Sin embargo, la controversia más importante se halla en la forma en que suponen la edad promedio y la estructura subyacente de los retiros y reemplazos del capital a estimar. Esta sección revisa algunos de los métodos comúnmente usados para obtener el stock de capital e introduce el adoptado en la presente investigación.

Hay al menos cuatro métodos diferentes para estimar el valor del stock de capital [Tengblad y Westerlund, 1976; Lock, 1985]: (a) derivar el stock de capital desde el valor de seguros; (b) usar información obtenida de los libros de contabilidad de las empresas; (c) a través de investigación directa [Lock, 1985] y (d) por algún método de acumulación, como por ejemplo el método del inventario perpetuo y otro muy relacionado con éste, conocido como método de Almon [Hahn y Schmoranz, 1984]. Los tres primeros métodos son difíciles de abordar debido al enorme costo (y la enorme restricción) que supone adquirir la información. Esto nos limita a considerar la última alternativa.

Los métodos de acumulación en su forma más simple suponen que la duración promedio de los activos y el stock de capital pueden ser derivados a partir de las estadísticas de inversión. En la implementación de cualquiera de estos métodos indirectos hay una variedad de procedimientos, dependiendo de los datos de inversión, índices de precios, estudios de ingeniería sobre la duración promedio y desagregación de los activos, entre otros. Las diferencias entre el método del inventario perpetuo y el método de Almon es que éste último constituye una técnica basada en una función logística para determinar, en forma gradual, el patrón de retiro del capital obsoleto; mientras que en el método del inventario perpetuo, se puede usar un rango de supuestos sobre la dinámica de los retiros, la cual puede ser lineal, geométrica, rectangular o simultánea, con tecnología “*one hoss shay*”. En general, los métodos de acumulación tienen menor costo, ya que la información disponible se combina con ponderaciones “apropiadas” sobre la conducta de sobrevivencia y depreciación.

Con el método del inventario perpetuo pueden seguirse dos procedimientos alternativos: (a) obtener una serie de inversión de tal longitud que sea posible acumular flujos de inversión con el fin de obtener una secuencia de capital; (b) usar un capital inicial en un año base para el que ya existe alguna estimación y proceder, hacia el presente o pasado, sumando o restando los flujos de inversión, respectivamente. En cualquiera

de los casos anteriores, esta posibilidad requiere de una progresión temporal de valores de inversión deflactados como insumo, para ajustar los cambios en el poder de compra de las inversiones a lo largo del tiempo. De acuerdo con las definiciones del método del inventario perpetuo, el stock de capital en el año t del activo x es la suma de las adquisiciones pasadas del activo, menos los retiros que han tenido lugar desde su adquisición. Matemáticamente:

$$K_t^x = K_{t-1}^x + I_t^x - R_t^x \quad (1)$$

$$R_t^x = \sum_{v=t-\lambda}^{t-1} r_v^x I_{t-v} \quad (2)$$

donde K_t^x es el stock de capital del activo x en el año t ; I_t^x es la inversión bruta en el activo x en el año t ; R_t^x son los retiros del activo x en el año t ; λ es el periodo de vida máxima del activo y r_v^x es la tasa de retiro del activo x después de $v-1$ años de haberse hecho la inversión. A partir de las ecuaciones (1) y (2) puede deducirse la siguiente expresión, en la que el stock de capital depende sólo de la inversión hecha en periodos previos:

$$K_t^x = \sum_{v=t-\lambda}^{t-1} (1 - r_v^x) I_v \quad (3)$$

El problema empírico principal con el método del inventario perpetuo es cómo calcular λ . El criterio comúnmente aceptado es acudir a estudios de ingeniería y al levantamiento de encuestas para valorar la vida promedio en servicio de los bienes de capital y, entonces, determinar λ como un promedio ponderado. Estudios de esta naturaleza son caros, y no pueden ser conducidos con mucha frecuencia, por lo que las ponderaciones deben ser aplicadas a un amplio periodo de años y regiones por igual.

Otra dificultad es que debe especificarse, *a priori*, un programa de depreciación sobre la vida en servicio del capital, con poca o ninguna justificación empírica. Esto hace difícil examinar la edad del capital porque la desagregación del stock de capital por antigüedad puede ser muy sensible a los supuestos relacionados con el patrón de depreciación elegido. En este sentido, Miller [1990] ha criticado el supuesto restrictivo de los métodos de inventario perpetuo del uso de una tasa constante para estimar el patrón de retiros del capital obsoleto. Debido a que la tasa de retiros y el tamaño del

stock de capital inicial en esta metodología son predeterminados, las variaciones de inversión en el corto plazo tienden a producir cambios similares en el stock de capital, subestimando la verdadera progresión temporal de la variable.

El método que se usa en este trabajo, sigue en alguna forma al del inventario perpetuo; pero supera algunas de sus limitaciones porque permite calcular la edad promedio del capital, así como el patrón de depreciación más probable, en forma independiente para cada región (y así no se impone *a priori*), a partir de la valoración de las propiedades tecnológicas que poseen particularmente las regiones, y además, en función de la distinta combinación industrial de insumos que se usa en el proceso de producción.

II. Modelo y procedimiento de estimación

Varaiya y Wiseman [1981] introdujeron un método alternativo que descansa en la teoría de la producción y utiliza datos fácilmente disponibles. Ellos asumen que las tecnologías de producción son del tipo '*putty-clay*', lo cual significa que una vez que el capital es instalado, sus características técnicas, incluyendo la cantidad de trabajo empleada por unidad de capital, permanecen constantes durante su vida de servicio.¹ Este supuesto es usado para relacionar cambios en los niveles de empleo con inversión y depreciación. A continuación se ofrece una breve exposición del modelo.

II.1. El modelo

La idea básica del método propuesto por Varaiya y Wiseman [1981] es estimar una ecuación de regresión donde se relacionan cambios en los niveles de empleo con cambios en los niveles de inversión con y sin tendencia lineal en el tiempo, en donde la variable inversión es ponderada por una tasa de sobrevivencia, para determinar la proporción de capital de edad v que todavía se encuentra en servicio en el año t . Básicamente, los autores estiman la siguiente ecuación de regresión por mínimos cuadrados ordinarios:²

¹ Inicialmente, este supuesto fue empleado en modelos del crecimiento económico por Johansen [1959], Solow [1962] y otros. Aplicaciones más recientes del supuesto *putty-clay* en modelos económicos son las de Hawkins [1978], Malcomson y Prior [1978] y Johansson y Stromquist [1981].

² Varaiya y Wiseman introducen términos adicionales a la ecuación para tomar en cuenta la contribución en el empleo del capital, puesto en operación en los años previos al comienzo de su serie de inversión (véanse las ecuaciones (4) a la (10) de Varaiya y Wiseman, 1981). Estos términos adicionales no son necesarios en nuestro caso.

$$L_t = \sum_{v=t-\lambda}^{t-1} (\alpha + \beta v) I_v S_{vt} \quad (4)$$

donde, α y β son parámetros desconocidos, L_t es la variación del empleo en el año t ; I_v mide el cambio en la inversión con v años de ser instalada y S_{vt} es una tasa de sobrevivencia del capital que toma valores en el rango de 0 y 1, y se define, como sigue:

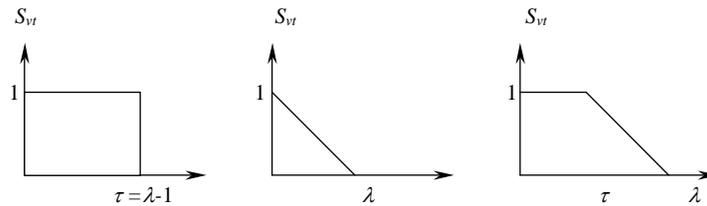
$$S_{vt} = \begin{cases} 1 & \text{para } t-v \leq \tau \\ (\lambda - t - v)/(\lambda - \tau) & \text{para } \tau < t-v \leq \lambda - 1 \\ 0 & \text{para } t-v > \lambda - 1 \end{cases}$$

Como se puede observar la tasa de sobrevivencia depende de dos valores desconocidos, λ y τ . El parámetro λ representa la vida máxima en servicio del capital, mientras que el parámetro τ indica el año a partir del cual puede tener lugar el esquema de depreciación. Ambos parámetros tienen que ser determinados a partir de la estructura tecnológica de la producción; además, pueden variar de región en región debido a que las economías utilizan una combinación industrial y un progreso técnico diferentes, lo que puede dar lugar a una sustitución de capital por trabajo, también diferente.

Esta función puede dar lugar a una variedad de patrones de depreciación, dependiendo de los valores alcanzados por los parámetros λ y τ , los cuales hemos ilustrado en la Gráfica 1. Si $\tau = \lambda - 1$ entonces tenemos una depreciación del tipo ‘*one hoss-shay*’.³ Si $\tau = 1$, la forma de depreciación es lineal. Finalmente, si $0 < \tau < \lambda - 1$ la depreciación es no lineal y se acelera con el tiempo (ésta es del tipo ‘*putty-clay*’), donde λ y $\tau \in \mathbb{R}^+$. En este caso, el valor máximo que puede tomar τ es igual a $\lambda - 1$ y el valor máximo de λ está en función de las características técnicas de vida útil del capital, del progreso técnico y de la combinación industrial que se usa para producir a partir de cada empresa y economía. Generalmente, el valor máximo de λ se determina en función de la información disponible.

³ También es conocida como ‘*sudden death*’ o ‘*simultaneous exit*’, y considera que los activos fijos adquiridos en el mismo periodo desaparecen simultáneamente del stock después de t periodos, no habiendo retiros hasta ese momento.

Gráfica 1



El planteamiento sugerido en la ecuación cuatro (4) significa determinar el valor de cuatro parámetros desconocidos: λ y τ , que caracterizan el patrón de retiro del capital y, α y β , que dan una aproximación del cociente trabajo-capital (en la sección 4, se comenta la determinación empírica de estos parámetros). El problema que plantea la ecuación de regresión cuatro (4), es encontrar los valores de λ y τ que mejor representen el esquema de depreciación, en cada región. Una vez que son conocidos esos valores, se puede estimar el stock de capital en el año t , mediante la siguiente ecuación:

$$K_t = \sum_{v=t-\lambda}^{t-1} I_v S_{vt} \quad (5)$$

Para ello, será esencial saber cómo se determinan los valores λ y τ que dan el mejor ajuste, esto es, el procedimiento de estimación.

II.2. Procedimiento de estimación

Con el fin de llevar a cabo el siguiente procedimiento, debe tenerse una serie de T valores de inversión y empleo, correspondientes a los años para los cuales se desea estimar el stock de capital. El procedimiento consiste en estimar la ecuación cuatro (4) por mínimos cuadrados ordinarios usando datos anuales sobre un determinado conjunto de valores (λ, τ) , y buscar, dentro de ese grupo, aquel par de valores que minimizan la suma de residuos al cuadrado de las regresiones.

El procedimiento de estimación aplicado es el que a continuación se describe. Asumimos un par de valores iniciales para λ y τ y exploramos sobre valores de τ hasta encontrar aquel valor que produce la menor suma de errores al cuadrado. Aumentamos en una unidad el valor de λ y de nuevo buscamos sobre valores del parámetro τ . Repetimos este ejercicio para cada par factible de valores de λ y τ . La combinación de valores de λ y τ que proporcionen el valor más bajo de la suma de errores al cuadrado son las cifras de mejor ajuste de todas las regresiones. Debido a que las estimaciones

de regresión pueden ser sensibles a los valores extremos de λ y τ -en el sentido de que cantidades muy cercanas a cero pueden dejar una suma menor de residuos y elegir edades poco razonables del capital, en contra de la teoría económica, así como también cantidades muy elevadas pueden dar lugar a predicciones poco realistas de la edad del capital- el rango de variación que se utiliza, se restringe a valores entre nueve (9) y treinta (30) años. El primer dato ha sido decidido en función de la edad de capital promedio, estimada para el caso del stock de capital de México en el trabajo de Hofman [1992], el cual fluctúa entre 10.9 y 14.8 años. De esta forma, cantidades menores a nueve (9) años de vida parecen poco realistas. Mientras que el segundo dato se tomó bajo la consideración de que la selección de valores óptimos no superaba esta cifra en la mayoría de los casos. De esta manera, el rango de variación de nueve (9) años a treinta (30) años parece razonable con la evidencia empírica, y se permite que sea la combinación de insumos de la economía de cada estado, la que decida la edad promedio del capital industrial.

El método de Varaiya y Wiseman tiene la ventaja de que elimina la necesidad de depender de estudios de ingeniería y de encuesta para obtener estimaciones del stock de capital y no hace supuestos *a priori* acerca del patrón de depreciación. No obstante, el método presenta algunos inconvenientes. Específicamente, el supuesto de que los cambios en el tiempo entre empleo e inversión pueden ser representados por una tendencia lineal, $r_v = \alpha + \beta v$, no permite valorar otras alternativas probables en el largo plazo. Anderson y Rigby [1989] notaron esta inflexibilidad en el modelo de Varaiya y Wiseman y, con el fin de remediar esta restricción, propusieron algunas formas funcionales alternativas a la lineal. Además, también hicieron que la lógica del modelo capturara los efectos de los ciclos económicos, incorporando tasas de utilización de la capacidad productiva de las regiones. En un estudio sobre el stock de capital manufacturero de las regiones de Canadá, Anderson y Rigby [1989] experimentaron, además de la función lineal, con una función cuadrática y otra exponencial.

Siguiendo la sugerencia de Anderson y Rigby [1989], en este trabajo, se ha relajado el supuesto de que r_v es una función lineal de v y se adoptan tres formas funcionales adicionales: la función cuadrática, la cúbica y la exponencial. Mientras que el mismo procedimiento descrito con la función lineal es aplicado a estas otras formas funcionales, la norma de elección entre una función y otra se basó en el criterio de información Bayesiano de Schwartz (BIC).⁴ La ventaja de este criterio de selección es que discrimina por la mayor inclusión de variables en el modelo, situación que al usar la

⁴ Otros criterios de información como el de Akaike (AIC), rindieron resultados muy similares a éste.

suma de errores al cuadrado hubiera sesgado los resultados a favor de los modelos con mayor cantidad de variables, contraviniendo al resultado esperado.

Respecto a la utilización de la capacidad productiva, este factor fue ignorado en el caso que aquí exponemos, debido a dos razones fundamentales. La primera, señala a la falta de información sobre utilización de la capacidad productiva para el caso de las regiones de México; además, resulta casi imposible derivar alguna estimación debido a que se padece escasez de cifras adecuadas para tal propósito. La segunda razón es que existe la sensación de que este factor es más importante para análisis de corto y medio plazo que para análisis de largo plazo (Tengblad y Westerlund [1976], p. 344).

II.3. Los datos

Es muy común que al utilizar datos de los censos y encuestas oficiales para analizar las tendencias en el espacio regional, se afronten problemas relacionados con la preparación de las cifras que emanan de esas fuentes estadísticas; esto se debe a que en ocasiones dichas fuentes no están dirigidas a un ámbito microeconómico de las actividades económicas, y en otras, a que su disponibilidad en estas áreas es relativamente reciente como para cubrir periodos de largo plazo, tal como demandan algunos estudios de la economía. Este trabajo no escapa a los problemas que subyacen al tratar con la información estadística disponible, por lo que es preciso especificar los aspectos relacionados con el manejo de la información, antes de proceder al análisis de los resultados del ejercicio empírico propuesto.

El propósito fundamental consiste en ofrecer estimaciones de stock de capital del sector industrial de las treinta y dos (32) entidades federativas de México, usando la información que tenemos disponible para tal efecto. En nuestro caso particular, consideramos como sector industrial a la composición agregada de tres sectores de la economía, que se definen en el Sistema de Cuentas Nacionales, como: Minería, Manufacturas y Electricidad, gas y agua. De este modo, las series de insumo básicas para el ejercicio -de inversión bruta y empleo- se hallan para los años censales del país (1960, 1965, 1970, 1975, 1980, 1985, 1988, 1993, 1998 y 2003).⁵ Las cifras de empleo de los Censos Económicos corresponden al personal ocupado total de los tres sectores citados. En referencia a la variable Inversión bruta, los censos han reportado al menos dos conceptos diferentes muy relacionados con ella. Por un lado, se halla el concepto de Inversión Fija Bruta, entendida como los activos producidos únicamente en el año censal, cuya cifra es reportada a partir del censo de 1970. De otro lado,

⁵ Esta información es oficial y es publicada por INEGI, Censos Económicos, varios años.

también se publica el dato correspondiente a Activos Fijos Brutos, un concepto más amplio que comprende el valor de todos aquellos bienes muebles e inmuebles que tienen capacidad de producir o que coadyuvan a la producción de bienes y servicios. La vida útil de tales bienes muebles e inmuebles es superior a un año, y estaban disponibles al 31 de diciembre del año censal, sin importar cuándo fueron comprados.⁶ Esta variable es reportada en todas las fechas censales, excepto para 1965 y 1980.

Ambos conceptos de inversión resultan útiles para estimar el stock de capital; miden activos cuya duración es superior a un año y no incluyen el valor de terrenos, reservas forestales, patentes ni bienes intangibles, entre otros. Sin embargo, la variable elegida en nuestro trabajo fue la de Activos Fijos Brutos, ya que al ser una acumulación de activos fijos resulta más apropiada para (mediante el uso de algún supuesto flexible) medir el valor correspondiente en años intercensales y construir una secuencia año a año. El procedimiento para tener una serie anual que cubriera todo el periodo, fue calcular la proporción -en cada año censal- de la variable regional con respecto al total nacional. Posteriormente, aplicando la tasa de crecimiento del cociente calculado entre un censo y otro, se determina el valor correspondiente para cada año intercensal.

Una vez calculadas las series de inversión, fueron transformadas a precios constantes utilizando el deflactor implícito de la formación bruta de capital fijo nacional.⁷ El cálculo del deflactor es estándar y obedece a la siguiente fórmula,

$$DIF_t = \frac{IF_{t(nominal)}}{IF_{t(real)}} \quad (6)$$

donde *DIF* es el deflactor de la Inversión Fija en el año *t* e *IF* es la Inversión Fija nacional, también en el año *t*. Las cifras de inversión nacional a precios corrientes corresponden a la información publicada por Naciones Unidas en el *Statistical Yearbook*, para el periodo de 1960-1979; en tanto que respecto a las cifras a partir de 1980, este estudio se apoya para México en la serie de la OECD [2004], *Quarterly National Accounts*. Las cifras de Inversión Fija real corresponden a las estimaciones realizadas en el trabajo de Hofman [2000] hasta 1994; y para años posteriores, se recurre al Sistema de Cuentas Nacionales de México, publicado por INEGI. De esta forma, fue preparada y medida en millones de pesos de 1993 la inversión total anual.

⁶ Véase INEGI [2002], Metodología de los Censos Económicos, 1999.

⁷ A falta de un índice regional se utiliza el nacional. Esta medida es estándar y ha sido considerada en otros estudios similares. Algunos ejemplos son Varaiya y Wiseman [1981] y Anderson y Rigby [1989].

Finalmente, debido a que para estimar el stock de capital del año inicial se requiere de una secuencia de inversión de al menos λ años previos, para cada año previo a 1960, se usó el supuesto de que la proporción de inversión asignada a cada región es igual a la proporción de crecimiento del producto regional. Este supuesto implica que la productividad del capital varía de región en región, pero es invariante dentro de una región en el periodo comprendido por esos años.⁸

III. Resultados de estimación

El procedimiento de estimación descrito en la sección anterior fue aplicado a los datos de cada uno de los treinta y dos estados y el total nacional. El periodo considerado para determinar los valores de λ y τ fue el de 1960-1998, ya que en términos de los resultados de regresión resultó ser más estable que el de 1960-2003.⁹ Prominentes grados de eficiencia y certidumbre han sido posibles en los cálculos requeridos por el procedimiento de estimación, al ejecutar las instrucciones en un programa construido en código *Gauss*. El programa fue diseñado para alimentarlo con los datos básicos (de empleo e inversión) y generar los valores de interés para las treinta y dos entidades federativas y la serie nacional, en una sola emisión. Los resultados del programa de estimación se muestran en la tabla 1.

Tabla 1. Resultados básicos del programa de estimación

	Función	l	t	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	t_{α}	t_{β}	R^2	$D-W$
Aguascalientes	Exponencial	10	8	0.55	9.8E-17	2.830	4.034	0.32	2.06
Baja California Norte	Exponencial	14	13	1.58	3.1E-16	7.161	8.896	0.76	2.04
Baja California Ssur	Exponencial	14	3	0.49	1.3E-16	2.289	2.901	0.18	2.44
Campeche	Cuadrática	19	12	-1.13	9.3E-02	-4.016	4.308	0.42	2.60
Coahuila	Exponencial	20	8	0.26	-8.3E-16	2.352	-4.658	0.29	2.54
Colima	Exponencial	12	11	0.23	1.5E-17	1.716	1.069	0.08	1.23
Chiapas	Cuadrática	10	1	15.22	-1.2E+00	4.541	-4.670	0.33	1.13
Chihuahua	Exponencial	11	10	1.19	-7.0E-16	4.923	-8.653	0.58	2.43
Distrito Federal	Exponencial	19	18	2.74	-1.3E-01	2.190	-2.444	0.14	2.15
Durango	Exponencial	12	10	0.39	-2.1E-16	2.679	-4.959	0.28	2.49
Guanajuato	Exponencial	15	3	0.97	-2.3E-15	4.043	-6.294	0.44	2.42

⁸ Un supuesto similar es adoptado en Anderson y Rigby [1989], sin embargo, al utilizar el producto nacional para ponderar la inversión en cada región, ellos asumen invariabilidad no sólo durante el periodo sino también entre las regiones.

⁹ Las ecuaciones de regresión estimadas registraron el mejor ajuste, con datos del periodo 1960-1998.

Tabla 1. Resultados básicos del programa de estimación									
Continuación									
	Función	l	t	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	t_{α}	t_{β}	R^2	$D-W$
Guerrero	Exponencial	14	13	0.27	1.1E-17	2.454	1.767	0.24	1.50
Hidalgo	Exponencial	17	16	0.11	2.2E-17	0.809	2.003	0.03	2.24
Jalisco	Exponencial	17	15	0.37	3.9E-16	1.128	2.913	0.12	2.23
México	Exponencial	14	13	0.44	3.2E-16	1.876	2.236	0.06	2.32
Michoacán	Exponencial	12	11	0.19	-3.5E-17	3.581	-4.247	0.26	2.36
Morelos	Exponencial	10	7	0.84	5.1E-17	2.620	1.346	0.07	2.15
Nayarit	Exponencial	10	6	-0.22	1.5E-17	-1.768	1.494	0.01	1.85
Nuevo León	Exponencial	15	14	0.19	-6.5E-16	1.249	-3.652	0.15	2.09
Oaxaca	Exponencial	10	3	0.71	9.9E-17	3.992	3.218	0.32	2.26
Puebla	Exponencial	14	13	0.59	9.2E-16	3.369	5.275	0.39	2.45
Querétaro	Exponencial	15	8	0.29	-1.1E-15	2.325	-5.681	0.31	2.06
Quintana Roo	Exponencial	10	7	0.68	1.9E-17	3.214	0.968	0.12	1.95
San Luís Potosí	Exponencial	10	4	0.66	-2.6E-16	3.524	-2.522	0.23	2.49
Sinaloa	Exponencial	10	9	0.31	1.3E-17	0.984	0.590	0.00	2.23
Sonora	Exponencial	10	1	0.69	-1.3E-15	3.818	-6.883	0.48	2.31
Tabasco	Cúbica	26	1	11.15	-1.3E+00	5.963	-5.805	0.54	2.34
Tamaulipas	Exponencial	18	1	0.78	-3.2E-15	5.352	-6.561	0.52	2.04
Tlaxcala	Exponencial	17	15	0.31	5.1E-16	2.180	6.679	0.47	2.28
Veracruz	Exponencial	10	9	1.06	-3.8E-02	2.945	-2.895	0.14	2.14
Yucatán	Exponencial	14	13	0.94	2.4E-16	2.676	3.274	0.26	1.80
Zacatecas	Exponencial	14	13	0.36	2.7E-16	3.078	5.225	0.45	2.29
Nacional	Exponencial	15	12	0.25	-7.8E-16	1.887	-3.730	0.18	2.36

Fuente: Estimaciones propias basadas en datos de los Censos Industriales (varios años).

La primera columna señala, para cada estado, la función que proporcionó el mejor ajuste a las series de empleo. La función exponencial es la mejor en la mayoría de los estados; excepto, en Campeche, Chiapas y Tabasco, donde resultó mejor la cuadrática para los dos primeros estados, mientras que la forma cúbica, fue la mejor para el tercero.¹⁰ En cualquier caso, la función de mejor ajuste fue superior a la lineal, función comúnmente usada con el método del inventario perpetuo.

La segunda y la tercera columna de la tabla 1 muestran los valores de mejor ajuste de λ y τ , respectivamente. El valor más elevado de λ fue de 26 años y corresponde al estado de Tabasco, mientras que en la mayoría de los

¹⁰ No debe sorprender que en esta tercia de estados, donde las actividades de extracción de petróleo y gas natural son altamente importantes, la función elegida sea diferente a la del resto de entidades del país; es posible que debido al factor petróleo, presenten una combinación industrial suficientemente diferente como para que sea identificada por el programa.

estados (24 de los 32), este valor fluctuó entre 10 y 15 años. En otro grupo de entidades, se tienen valores mayores a 15 años pero menores a 20 años. Esto significa, primero, que hay una notable variación interregional en la edad del capital industrial mexicano y, segundo, que la edad del capital es significativamente mayor en el conjunto de estados petroleros que en los no petroleros. Este resultado refleja que el factor petróleo influye significativamente en el desempeño económico de los estados productores, ya que subraya diferencias tecnológicas importantes con las del resto de entidades federativas, mientras que en la práctica también tenemos diferencias sustanciales entre las economías industrializadas y las no industrializadas.

Precisamente, al dirigir la atención hacia los estados industrializados como Coahuila, Distrito Federal, Jalisco, México, Nuevo León y Tamaulipas, entre otros, observamos que la edad del capital se sitúa en cifras de 20, 19, 17, 15 y 18 años, respectivamente; las cuales son sensiblemente menores a las que se reporta en los estados petroleros, pero notablemente superiores a las que se genera en los estados menos industrializados. Este hallazgo indica que el cambio tecnológico ocurre de forma diferente entre diferentes grupos de economías.

A pesar de que no tenemos un referente previo sobre la edad del capital industrial en nuestro país, debido a la carencia de estudios de ingeniería sobre lo obsoleto del capital, es posible argumentar que el rápido desarrollo tecnológico de nuestros tiempos permite que las estructuras de capital sean reemplazadas cada vez con mayor frecuencia, originando que los valores de λ , en promedio, tiendan a ser más pequeños de lo esperado. Por tanto, en teoría y de acuerdo con la evidencia empírica, no es de esperarse valores muy elevados de λ . De esta manera, si se compara los valores de λ en promedio con los de otros estudios previos, se observará que parecen estar más cerca de los encontrados por Varaiya y Wiseman [1981] de alrededor de 15 años, aunque son relativamente menores a los reportados por Anderson y Rigby [1989] para las regiones de Canadá (entre 24 y 29 años).¹¹ Sin embargo, son consistentes con la edad promedio calculada por Hofman [2000] para el caso nacional sobre estructuras no residenciales, entre 10.9 y 14 años, para un periodo similar, 1950-1994.¹²

Los resultados indican también significativa variación regional en los esquemas de depreciación. Por ejemplo, la edad máxima en servicio del capital industrial nacional fue calculada en 15 años. Sólo 8 estados superan

¹¹ Aunque estos dos estudios comprendieron sólo el sector manufacturero de las áreas metropolitanas de EE.UU., (el primero) y el de seis regiones de Canadá (el segundo), se admite la comparación dado que se deriva de métodos de estimación similares.

¹² Véase la tabla 5 de Hofman [2000], p. 53.

esta cifra, mientras que en 21 es inferior y sólo 3 coinciden con el nacional. Por otro lado, la mayor parte de los resultados parece coincidir en que el modelo de depreciación es diferente al lineal. En cuatro estados, los valores de mejor ajuste de τ fueron de 1, el patrón de depreciación comúnmente usado con el método del inventario perpetuo. Para el resto de entidades, el patrón es claramente no lineal, indicando que la depreciación se acelera con la edad del capital. En efecto, en 14 entidades, el formato de depreciación es más cercano a un modelo 'one hoss-shay', mientras que en igual cantidad de estados es del tipo 'putty-clay'.

¿Por qué debe variar la depreciación o el grado de obsolescencia del capital entre las regiones? Esta interrogante puede obtener diversas respuestas. Anderson y Rigby [1989] argumentan que se debe a diferencias en la mezcla industrial, aunque también admiten que una rápida renovación de existencias del capital en una región, puede reflejar la introducción de tecnología nueva que vuelve obsoleta a la tecnología plasmada en el capital más viejo. De ser así, la depreciación relativamente rápida de capital en Baja California, Chihuahua, Distrito Federal, México y Nuevo León, por ejemplo, puede deberse a una tasa mayor de innovación técnica de las empresas en esos estados.

Las columnas 4 y 5 de la tabla 1 reportan los coeficientes estimados de la ecuación de regresión. Mientras que ambos coeficientes en forma conjunta, representan una aproximación del cociente trabajo-capital [Varaiya y Wiseman, 1981], el hecho más interesante surge del signo exhibido. La mayoría de las α estimadas son positivas y negativas las β , indicando una tendencia hacia una producción más intensiva en capital [Varaiya y Wiseman, 1981]. De hecho, en 15 estados es así; sin embargo, en el resto de las entidades domina más una tendencia hacia tecnologías con mayor mano de obra, dado el signo positivo del coeficiente β . Las columnas 6 y 7 de la tabla 1 muestran la significancia de esos coeficientes. La mayoría de los coeficientes son significativos, indicando que los cambios en el capital son importantes para explicar los cambios en el nivel de empleo de esas regiones. A pesar de encontrarse algunas estimaciones no significativas estadísticamente, esos resultados deben interpretarse con cautela ya que pueden estar reflejando la existencia de factores no captados en la ecuación de regresión, que tienden a ocultar el verdadero efecto del capital sobre el empleo.

Las últimas dos columnas de la tabla 1 muestran las medidas R^2 y Durbin-Watson ($D-W$). A pesar de que el coeficiente R^2 puede resultar muy bajo e incluso negativo, debido a que la ecuación de regresión no incluye la constante, el ajuste al parecer es adecuado. Mientras tanto, los valores $D-W$ -

indistintamente alrededor de 2- indican que los resultados no presentan los problemas típicos de autocorrelación de ejercicios de esta naturaleza.

En general, del análisis anterior podemos destacar que el método aplicado y los resultados concentrados en la tabla 1, son congruentes con las tendencias generales en el desempeño económico de las entidades nacionales y con la conducta teórica de las variables. Sin embargo, existe la sensación (muy común en estudios de esta naturaleza) de que los resultados de regresión son sensibles al tamaño de la muestra y a modificaciones de la misma. Con el fin de valorar la robustez de nuestras estimaciones ante alteraciones de la muestra, en una prueba de sensibilidad, hemos realizado el procedimiento de estimación para varios tamaños de muestra y hemos podido concluir que los valores calculados de λ y τ son robustos y consistentes.

Los resultados de este ejercicio de sensibilidad se presentan en la tabla 2. Sobre la base de la función exponencial, repetimos el ejercicio para cuatro diferentes tamaños de muestra (además del periodo global) y recogimos los valores correspondientes de λ y τ . Se puede ver que los resultados no varían en la mayoría de los casos. De los 33 elementos que constituyen la muestra (incluido el nacional), en 26 de ellos el par de valores λ y τ del periodo global resultó ser también el de mejor ajuste en los cuatro periodos contemplados. De los cambios registrados en los restantes estados, seis estados los situaron en la muestra de 1980-1998, mientras que sólo un estado (Hidalgo) presentó una variabilidad mayor a los periodos de muestra.

Tabla 2. Resultados del análisis de sensibilidad

	1960-98		1965-98		1970-98		1975-98		1980-98		1960-98	1965-98	1970-98	1975-98	1980-98
	λ	r													
Aguascalientes	10	8	10	8	10	8	10	8	10	8	B	B	B	B	B
Baja California N.	14	13	14	13	14	13	14	13	14	13	A	A	A	A	A
Baja California S.	14	3	14	13	14	13	14	13	10	3	B	A	A	A	B
Campeche	12	10	12	10	12	10	12	10	12	10	B	B	B	B	B
Coahuila	20	8	20	8	20	8	20	8	20	8	B	B	B	B	B
Colima	12	11	12	11	12	11	12	11	10	1	A	A	A	A	C
Chiapas	10	4	10	4	10	4	10	4	10	3	B	B	B	B	B
Chihuahua	11	10	11	10	11	10	11	10	11	10	A	A	A	A	A
Distrito Federal	29	12	29	12	29	12	29	12	20	17	B	B	B	B	B
Durango	12	10	12	10	12	10	12	10	12	10	B	B	B	B	B
Guanajuato	15	3	15	3	15	3	15	3	15	3	B	B	B	B	B
Guerrero	14	13	14	13	14	13	14	13	14	13	A	A	A	A	A
Hidalgo	17	16	17	16	22	21	22	21	17	16	A	A	A	A	A
Jalisco	17	15	17	15	17	15	17	15	17	15	B	B	B	B	B
México	14	13	14	13	14	13	14	13	14	13	A	A	A	A	A
Michoacán	12	11	12	11	12	11	12	11	12	11	A	A	A	A	A
Morelos	10	7	10	7	10	7	10	7	10	7	B	B	B	B	B
Nayarit	10	6	10	6	10	6	10	6	10	6	B	B	B	B	B
Nuevo León	15	14	15	14	15	14	15	14	15	14	A	A	A	A	A
Oaxaca	10	3	10	3	10	3	10	3	10	3	B	B	B	B	B
Puebla	14	13	14	13	14	13	14	13	14	13	A	A	A	A	A
Querétaro	15	8	15	8	15	8	15	8	15	8	B	B	B	B	B
Quintana Roo	10	7	10	7	10	7	10	7	10	7	B	B	B	B	B
San Luis Potosí	10	4	10	4	10	4	10	4	10	4	B	B	B	B	B
Sinaloa	10	9	10	9	10	9	10	9	10	9	A	A	A	A	A
Sonora	10	1	10	1	10	1	10	1	10	1	C	C	C	C	C
Tabasco	12	11	12	11	12	11	12	11	13	10	A	A	A	A	B
Tamaulipas	18	1	18	1	18	1	18	1	10	4	C	C	C	C	B
Tlaxcala	17	15	17	15	17	15	17	15	17	15	B	B	B	B	B
Veracruz	10	1	10	1	10	1	10	1	10	1	C	C	C	C	C
Yucatán	14	13	14	13	14	13	14	13	14	13	A	A	A	A	A
Zacatecas	14	13	14	13	14	13	14	13	14	13	A	A	A	A	A
Nacional	15	12	15	12	15	12	15	12	15	12	B	B	B	B	B

Notas: A= Patrón de depreciación "One Hoss Shay"; B= Depreciación "Putty-Clay"; C= Depreciación lineal.

Fuente: Cálculos propios basados en la ecuación (4).

Una hipótesis que explica por qué en el periodo 1980-1998 se produjo una mayor variabilidad, destaca que se trata de una etapa con la mayor volatilidad económica en el país que impide captar la verdadera tendencia de las variables que estamos relacionando. En cualquier caso, el ejercicio de sensibilidad nos ha servido para comprobar la robustez de los resultados ante movimientos importantes en el tamaño muestral.

Otra forma de ver la robustez de los valores es examinando si el patrón de depreciación elegido es sensible también al tamaño de la muestra. Los resultados son presentados en las últimas cinco columnas de la tabla 2. Existen veintinueve (29) estados donde el patrón de depreciación permaneció sin cambios a las diversas muestras. Mientras que en los restantes cuatro (4), el cambio sucedió como se esperaba, en el último de los periodos considerados.

Una vez que se demuestra la robustez de los valores de mejor ajuste de λ y τ , se procede a realizar las estimaciones del stock de capital desde 1960 hasta 2003, para cada entidad federativa, por medio de la ecuación (5). La tabla 3 contiene las cifras correspondientes a los años censales.¹³

En la tabla 3, también se ha calculado las diferencias existentes entre la serie de capital nacional (obtenida a través de los valores correspondientes de λ y τ , 15 y 12 años, respectivamente) y aquella que resulta de sumar las cifras correspondientes a los treinta y dos (32) estados –ver la última fila de la tabla 3. Ambas secuencias son muy similares entre sí y la discrepancia porcentual promedio en el periodo se sitúa en torno al 3.3 por ciento, mientras que el análisis por fechas específicas, indica que las diferencias son inferiores al dos por ciento en cinco de los diez años censales.

**Tabla 3. Stock de capital privado en años censales
(millones de pesos de 1993)**

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1988	1993	1998	2003
Aguascalientes	594.1	872.0	1404.6	2009.1	4606.4	16685.9	26216.1	40345.4	58043.2	67033.2
Baja California N.	5642.9	8025.3	11183.8	13756.6	19456.1	39233.1	57246.8	89360.0	110830.7	157361.9
Baja California S.	437.7	715.3	2000.3	3743.5	5419.9	8039.1	9960.3	14375.1	16952.5	16242.2
Campeche	1978.3	2342.8	2652.3	2990.7	45995.7	197696.2	287043.5	445554.8	448618.0	382524.4
Coahuila	10478.9	16126.5	34977.5	63338.4	102405.8	198726.0	280588.7	339396.6	334463.1	353805.6
Colima	524.6	762.7	1826.6	4175.2	9815.1	21017.3	26442.7	30255.5	37361.3	42605.1
Chiapas	411.2	733.4	1445.1	1636.2	10066.5	29861.7	26432.4	34408.9	63588.2	70649.8
Chihuahua	12050.6	15982.6	21980.1	28688.9	41627.2	91088.8	133577.0	153719.3	131394.2	153957.6
Distrito Federal	95726.4	143132.7	220814.0	293329.3	403507.8	616213.5	739377.3	821424.4	840890.3	714032.3
Durango	3954.5	4504.7	5458.3	7225.8	13983.0	43260.1	64259.4	68215.4	55914.3	62832.9
Guanajuato	4605.4	6931.1	11463.0	15807.9	20417.7	44204.5	78073.7	113091.3	112605.4	143820.9
Guerrero	1353.0	1848.8	2607.9	3825.5	8353.8	22095.9	30556.7	41788.5	70627.9	131234.1
Hidalgo	4985.1	7577.5	15243.9	26657.4	42864.4	62875.1	78559.2	117710.2	179936.7	217480.6
Jalisco	18142.8	25397.4	42792.9	71008.3	114364.4	190324.1	237468.4	300914.9	335277.5	352891.4
México	39930.5	68001.8	126869.7	202711.5	307037.4	444748.2	521829.9	604588.6	630345.4	576111.6
Michoacán	6160.0	7277.0	9198.3	11837.7	31826.1	120543.0	190082.7	241195.6	201536.7	136946.4
Morelos	1660.8	2568.5	5164.4	8358.4	12270.5	19750.2	25121.6	31530.8	36849.3	31110.8
Nayarit	666.3	873.9	1625.5	2828.6	5485.5	10185.3	8854.0	13772.2	31237.2	36859.2
Nuevo León	43223.0	68945.0	110648.1	156146.3	217077.2	343291.0	439553.6	519911.0	525749.0	553923.5
Oaxaca	1160.4	1809.6	4022.5	5521.5	6081.7	14333.5	26722.5	40275.9	46544.7	56799.5
Puebla	14818.6	17910.6	27084.1	44534.7	75855.0	127059.9	161909.0	207227.1	214505.2	273056.7
Querétaro	1791.4	2965.1	6260.5	11086.1	24124.1	61628.4	88611.9	108812.9	107846.3	125937.0
Quintana Roo	46.0	81.5	265.0	407.5	1008.1	4208.0	6362.4	8368.2	11097.3	11947.0
San Luis Potosí	2763.1	3493.9	6204.9	10511.2	21134.3	52356.8	75407.9	81006.2	68866.7	78188.4
Sinaloa	5307.1	7647.8	11625.3	14633.9	17048.2	29237.5	37688.1	42824.0	53371.3	69484.3
Sonora	4711.6	6032.8	7249.4	7939.7	10364.8	24062.8	47408.6	82280.9	80602.6	80795.9
Tabasco	464.9	824.8	1970.9	3413.5	157872.9	536029.6	559723.4	556734.4	460228.6	319877.5
Tamaulipas	5598.1	7025.0	9387.0	15285.1	26858.2	56064.8	98431.5	145154.9	146556.5	174883.3
Tlaxcala	1702.4	2048.2	2886.6	4729.6	10219.1	25818.3	37116.4	51157.0	58608.6	52987.8
Veracruz	22987.6	32104.0	53411.3	71043.3	121342.1	332205.8	504341.8	685796.7	595789.7	489571.6
Yucatán	5197.4	6614.0	8798.9	10500.0	14524.5	25024.6	31669.4	40464.4	45209.8	54372.0
Zacatecas	2242.7	2357.9	2489.1	3009.2	4857.5	12689.2	20606.2	31463.9	35383.5	41491.9
Nacional	326895.5	481346.9	777570.2	1137110.0	1921147.5	3903756.6	5217020.6	6655058.2	6544430.7	6429012.9
Suma estatal	321317.4	473534.1	771011.9	1122690.8	1907871.0	3820558.2	4957242.9	6103125.2	6146831.4	6030816.1
Discrepancia (%)	1.71	1.62	0.84	1.27	0.69	2.13	4.98	8.29	6.08	6.19

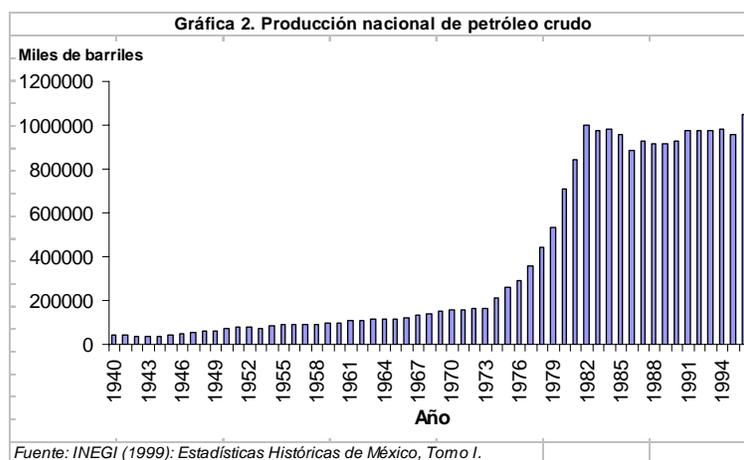
Fuente: Estimaciones propias basadas en la ecuación (4) e información derivada de los Censos Industriales (varios años).

El año con la mayor discrepancia estadística fue 1993, ya que registra una brecha que separa ambas sucesiones de alrededor del 8.3 por ciento. Este

¹³ En el anexo de este trabajo, se ofrece la tabla completa de resultados con las estimaciones del stock de capital para cada año del periodo 1960-2003.

análisis revela que las cifras obtenidas de los datos estatales, son congruentes con la correspondiente del total nacional.

Con los datos de la tabla 3, fueron contruidos algunos indicadores del desempeño del capital industrial mexicano. Esas medidas se observan en las tablas de la cuatro (4) a la seis (6). La tabla 4 contiene la razón capital-trabajo. Esta relación indica el valor del capital empleado por trabajador. El cociente aumenta en todos los estados entre 1960 y 2003, como se esperaba; su incremento es especialmente rápido en los estados petroleros (Campeche y Tabasco), los cuales tienen ponderaciones muy bajas en 1960 y son las más elevadas después de 1980, ya que posiblemente las series de capital estén captando el *boom* petrolero ocurrido en el país. Las enormes inversiones para extraer petróleo crudo de la zona del Golfo de México, en la década de 1980, cuentan de forma importante en la abrupta subida del capital en esos estados. Con fines de ilustración sobre este argumento, en la gráfica 2 se representa la evolución de la producción de petróleo del país para los últimos 50 años.



Se puede observar que la producción de petróleo creció enormemente a partir de 1980, lo que de algún modo explica el sustancial incremento en el capital industrial de los estados productores.

Tabla 4. Razón capital-trabajo en censales

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1988	1993	1998	2003
Aguascalientes	0.156703	0.126280	0.184861	0.228312	0.242606	0.452991	0.688899	0.842372	0.829165	1.569607
Baja California N.	0.549026	0.390753	0.355685	0.442406	0.358453	0.567304	0.618490	0.608525	0.438678	1.337906
Baja California S.	0.177498	0.218736	0.462716	0.815759	0.892168	0.738545	1.039259	1.263969	1.145749	1.529976
Campeche	0.456045	0.408933	0.389873	0.450616	5.837019	14.437753	16.102517	27.264397	24.725416	14.878428
Coahuila	0.355060	0.323831	0.667548	0.953633	1.333496	1.430424	2.062228	2.374881	1.621812	3.091436
Colima	0.202560	0.239459	0.503197	0.880476	0.986541	2.257014	1.712390	2.858881	2.941137	2.236254
Chiapas	0.108335	0.068371	0.158192	0.224202	0.341769	1.649635	0.906617	1.083813	1.739570	0.650976
Chihuahua	0.461781	0.414422	0.548694	0.526721	0.531868	0.605579	0.676261	0.658823	0.364206	1.019654
Distrito Federal	0.310369	0.299555	0.448553	0.593792	0.480761	0.819816	1.127115	1.546895	1.585607	2.642704
Durango	0.340789	0.246509	0.259559	0.350956	0.472783	0.896415	1.210910	1.244193	0.741834	1.392451
Guanajuato	0.219317	0.155735	0.219645	0.339247	0.272613	0.367627	0.582688	0.677798	0.473110	0.778416
Guerrero	0.235515	0.183398	0.270695	0.370580	0.482713	1.252601	1.346939	1.392486	1.750555	1.936292
Hidalgo	0.567197	0.328842	0.558467	0.813993	0.921241	0.928923	1.400866	1.876279	2.253293	2.911777
Jalisco	0.455004	0.334295	0.440624	0.611771	0.675023	0.642993	1.187550	1.320804	1.011761	1.272745
México	0.439343	0.398455	0.553205	0.739993	0.844544	1.066962	1.298698	1.353589	1.252089	0.949982
Michoacán	0.478369	0.262841	0.296566	0.422234	0.934167	2.199329	2.889146	3.343392	2.329796	1.101608
Morelos	0.294200	0.200620	0.317634	0.433191	0.552327	0.639393	0.728943	0.775817	0.847967	0.510615
Nayarit	0.202696	0.132711	0.141004	0.296936	0.493126	0.834654	0.674590	0.916988	2.341620	1.453209
Nuevo León	0.642616	0.694590	0.879759	1.148608	0.925904	1.432983	1.863542	2.040491	1.585802	2.774667
Oaxaca	0.188441	0.118902	0.249349	0.306648	0.311002	0.488831	0.702375	0.931688	0.844165	0.562901
Puebla	0.361835	0.332769	0.463991	0.684233	0.827334	1.033671	1.319476	1.237687	0.926492	1.415388
Querétaro	0.541382	0.286044	0.421498	0.511586	0.571633	1.173339	1.639867	1.749853	1.155364	1.655236
Quintana Roo	0.231309	0.083571	0.123646	0.287605	0.279807	0.554125	0.739044	0.908994	1.080763	0.546872
San Luis Potosí	0.161140	0.119756	0.188463	0.317376	0.522233	0.767289	0.941680	1.158158	0.880806	1.237863
Sinaloa	0.322148	0.345615	0.565762	0.735666	0.612233	0.662486	0.998492	0.970890	1.242899	1.001836
Sonora	0.308188	0.269730	0.266298	0.288810	0.186150	0.330792	0.570583	0.853944	0.552439	0.879622
Tabasco	0.259119	0.215528	0.419431	0.779861	4.858973	15.885652	16.138729	20.367088	13.539718	5.617306
Tamaulipas	0.397392	0.236276	0.348972	0.504009	0.385462	0.635230	0.804455	1.028869	0.737480	1.283208
Tlaxcala	0.319632	0.236590	0.308401	0.345129	0.496992	0.925422	1.400829	1.497571	1.028492	1.013112
Veracruz	0.538187	0.494822	0.854923	1.074037	0.956715	1.979784	2.896020	5.354399	3.890033	2.684982
Yucatán	0.252459	0.208209	0.338041	0.391369	0.430190	0.680552	0.659682	0.686035	0.614171	0.703325
Zacatecas	0.234911	0.203810	0.231674	0.343945	0.384508	0.887173	1.223501	1.494012	1.191202	1.133691
Nacional	0.377201	0.335865	0.487597	0.657344	0.706321	1.168599	1.522548	1.770715	1.381657	1.745084

Fuente: Cálculos realizados a partir de los datos de la Tabla 3.

A pesar de que el cociente capital-trabajo tiende a aumentar a lo largo del periodo, esta tendencia no ha sido uniforme; en algunos periodos ha disminuido, para luego aumentar en el siguiente. Esta observación es más notoria entre las fechas censales de 1993 y 1998, muchos de los estados registraron una caída de esta medida en 1998, en relación con la de 1993. Mientras que las causas específicas pueden ser diversas, como cambios en la composición industrial, en la tecnología, aumentos del empleo, entre otras; una razón de peso es que puede deberse a los efectos adversos de la crisis económica que caracterizaron a ese periodo reciente.

La tasa de inversión, definida como el cociente inversión-stock de capital, se muestra en la tabla 5. En la mayoría de los estados, no parece haber una tendencia hacia arriba ni hacia abajo. Aunque, tres excepciones son: Guerrero, Oaxaca y Quintana Roo; estados donde la tasa de inversión aumentó significativamente, para finales del periodo 1998, en relación con el nivel presentado en 1960. Este resultado puede ser consecuencia de políticas regionales exitosas en la promoción del crecimiento económico, ya que las economías de esos estados han sido de las más rezagadas del país.

Se presentan al menos cinco casos, donde la declinación de la tasa de inversión parece haber mostrado una tendencia consistente: Distrito Federal, México, Michoacán, Nuevo León y Tabasco. En cuanto al Distrito Federal, pareciera que responde a una política nacional, impulsada desde los años 80 y dirigida a desvincular el área urbana y la zona metropolitana de la industrialización excesiva que ya había alcanzado, como medida remedial al fuerte crecimiento urbano. Este argumento también explica la conducta de la inversión en el estado de México, lugar donde se ubica una parte del área metropolitana del Distrito Federal. En el caso de Tabasco, pudo ser consecuencia de la disminución de la producción petrolera o la caída en el precio del petróleo, o ambas. Mientras que para Michoacán y Nuevo León, pudo deberse al cierre de las fábricas de acero propiedad del Gobierno, así como también a factores propios de la economía de esos estados.

Tabla 5. Tasa de inversión en años censales (Inversión-Capital)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1988	1993	1998	2003
Aguascalientes	0.15061	0.19214	0.16287	0.15463	0.31528	0.26484	0.12078	0.20419	0.11005	0.11562
Baja California N.	0.11639	0.12041	0.11433	0.07117	0.19051	0.16675	0.14505	0.09891	0.09845	0.09650
Baja California S.	0.14516	0.27338	0.31294	0.12806	0.17866	0.15486	0.20499	0.15050	0.14010	0.11822
Campeche	0.08814	0.06382	0.09842	0.06508	0.65190	0.12002	0.14993	0.06132	0.04257	0.04574
Coahuila	0.09849	0.19939	0.20520	0.10551	0.13504	0.19318	0.09901	0.05617	0.07894	0.08166
Colima	0.11168	0.19396	0.26840	0.14907	0.25350	0.12010	0.09578	0.11705	0.13481	0.09037
Chiapas	0.23687	0.35399	0.27916	0.14308	0.66560	0.17757	0.08280	0.39425	0.22918	0.19354
Chihuahua	0.12782	0.13547	0.15079	0.10192	0.18616	0.21689	0.10949	0.08059	0.10573	0.10780
Distrito Federal	0.10101	0.12860	0.09950	0.06414	0.10750	0.11841	0.05327	0.04222	0.04537	0.04577
Durango	0.10650	0.10488	0.14841	0.10971	0.28045	0.23392	0.06231	0.08993	0.09484	0.09311
Guanajuato	0.15856	0.19924	0.18915	0.12489	0.11717	0.31878	0.21646	0.10508	0.12069	0.12610
Guerrero	0.10978	0.11840	0.12777	0.12258	0.26754	0.17330	0.06798	0.12306	0.21670	0.10973
Hidalgo	0.08417	0.19238	0.16611	0.10456	0.08476	0.12726	0.09035	0.13372	0.10922	0.06724
Jalisco	0.09680	0.12401	0.17304	0.09467	0.12389	0.12900	0.08257	0.07147	0.07561	0.06934
México	0.13331	0.17458	0.16205	0.09775	0.12785	0.10359	0.08771	0.08481	0.08368	0.06326
Michoacán	0.10408	0.11356	0.13645	0.09851	0.41122	0.20910	0.12666	0.07086	0.05472	0.06676
Morelos	0.15295	0.22934	0.21745	0.14315	0.15566	0.18406	0.15976	0.13413	0.17052	0.11143
Nayarit	0.14818	0.19738	0.25240	0.15061	0.29132	0.08049	0.09345	0.31942	0.17590	0.13006
Nuevo León	0.12992	0.13775	0.13145	0.08277	0.11369	0.15254	0.07653	0.06381	0.07472	0.08238
Oaxaca	0.16808	0.31339	0.26609	0.14306	0.13542	0.37852	0.26135	0.17585	0.20986	0.16465
Puebla	0.08784	0.11440	0.17945	0.10788	0.15536	0.12109	0.11590	0.07516	0.07868	0.09410
Querétaro	0.11376	0.24436	0.16438	0.15347	0.23738	0.19747	0.10819	0.08842	0.09574	0.09900
Quintana Roo	0.09948	0.38922	0.23488	0.09812	0.45706	0.22943	0.15506	0.15133	0.18459	0.12051
San Luis Potosí	0.15441	0.23132	0.24301	0.20108	0.25433	0.26612	0.18219	0.12485	0.16346	0.15030
Sinaloa	0.14762	0.16575	0.16545	0.08988	0.16225	0.18100	0.10995	0.12628	0.17947	0.11501
Sonora	0.23681	0.22031	0.23538	0.18600	0.21461	0.38598	0.40864	0.19242	0.20815	0.19336
Tabasco	0.13634	0.22784	0.25299	0.09351	0.70127	0.05560	0.07590	0.02929	0.04117	0.03738
Tamaulipas	0.13465	0.15349	0.16436	0.21105	0.10233	0.31902	0.23994	0.09694	0.10370	0.11740
Tlaxcala	0.07769	0.10032	0.14343	0.12762	0.22048	0.18031	0.08943	0.07334	0.07042	0.05639
Veracruz	0.13210	0.18766	0.17087	0.09867	0.30976	0.18285	0.19903	0.08356	0.10347	0.10392
Yucatán	0.09534	0.12574	0.09532	0.07958	0.17146	0.12210	0.09722	0.09113	0.09828	0.08506
Zacatecas	0.08308	0.05849	0.13412	0.07719	0.21639	0.22567	0.14741	0.07330	0.09275	0.09215
<i>Nacional</i>	<i>0.11667</i>	<i>0.14899</i>	<i>0.14501</i>	<i>0.09262</i>	<i>0.21130</i>	<i>0.14266</i>	<i>0.11106</i>	<i>0.07581</i>	<i>0.08381</i>	<i>0.07686</i>

Fuente: Cálculos realizados a partir de los datos de la Tabla 3.

De forma atípica, el dato de la inversión de 1980 experimenta un incremento sustancial en la mayoría de los estados, para luego caer en la siguiente fecha censal. Mientras, por una parte, no existe una razón contundente para este singular evento; por la otra, hay al menos dos hipótesis

que pueden estar explicándolo. La primera hipótesis es de corte político, y subraya el hecho de que por esos años, México se benefició de enormes sumas de dinero en calidad de préstamos internacionales como consecuencia del hallazgo de petróleo crudo (el *boom* petrolero), que propicia aumentos rápidos en la inversión real.¹⁴ La otra, es de origen metodológico, ya que posiblemente refleje cambios en los criterios de levantamiento censal en el país.

La distribución espacial del capital industrial en México, reflejada a través de la participación estatal en el stock del capital nacional, también se analiza. Esta información está considerada en la tabla 6. En general, durante el periodo 1960-2003 tuvo lugar un movimiento importante de relocalización espacial de la actividad industrial en el país.

Tabla 6. Capital estatal, como proporción del total nacional (en %)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1988	1993	1998	2003
Aguascalientes	0.18	0.18	0.18	0.18	0.24	0.44	0.53	0.66	0.94	1.04
Baja California N.	1.76	1.69	1.45	1.23	1.02	1.03	1.15	1.46	1.80	2.45
Baja California S.	0.14	0.15	0.26	0.33	0.28	0.21	0.20	0.24	0.28	0.25
Campeche	0.62	0.49	0.34	0.27	2.41	5.17	5.79	7.30	7.30	5.95
Coahuila	3.26	3.41	4.54	5.64	5.37	5.20	5.66	5.56	5.44	5.50
Colima	0.16	0.16	0.24	0.37	0.51	0.55	0.53	0.50	0.61	0.66
Chiapas	0.13	0.15	0.19	0.15	0.53	0.78	0.53	0.56	1.03	1.10
Chihuahua	3.75	3.38	2.85	2.56	2.18	2.38	2.69	2.52	2.14	2.39
Distrito Federal	29.79	30.23	28.64	26.13	21.15	16.13	14.92	13.46	13.68	11.11
Durango	1.23	0.95	0.71	0.64	0.73	1.13	1.30	1.12	0.91	0.98
Guanajuato	1.43	1.46	1.49	1.41	1.07	1.16	1.57	1.85	1.83	2.24
Guerrero	0.42	0.39	0.34	0.34	0.44	0.58	0.62	0.68	1.15	2.04
Hidalgo	1.55	1.60	1.98	2.37	2.25	1.65	1.58	1.93	2.93	3.38
Jalisco	5.65	5.36	5.55	6.32	5.99	4.98	4.79	4.93	5.45	5.49
México	12.43	14.36	16.45	18.06	16.09	11.64	10.53	9.91	10.25	8.96
Michoacán	1.92	1.54	1.19	1.05	1.67	3.16	3.83	3.95	3.28	2.13
Morelos	0.52	0.54	0.67	0.74	0.64	0.52	0.51	0.52	0.60	0.48
Nayarit	0.21	0.18	0.21	0.25	0.29	0.27	0.18	0.23	0.51	0.57
Nuevo León	13.45	14.56	14.35	13.91	11.38	8.99	8.87	8.52	8.55	8.62
Oaxaca	0.36	0.38	0.52	0.49	0.32	0.38	0.54	0.66	0.76	0.88
Puebla	4.61	3.78	3.51	3.97	3.98	3.33	3.27	3.40	3.49	4.25
Querétaro	0.56	0.63	0.81	0.99	1.26	1.61	1.79	1.78	1.75	1.96
Quintana Roo	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.11	0.13	0.14	0.18	0.19
San Luis Potosí	0.86	0.74	0.80	0.94	1.11	1.37	1.52	1.33	1.12	1.22
Sinaloa	1.65	1.62	1.51	1.30	0.89	0.77	0.76	0.70	0.87	1.08
Sonora	1.47	1.27	0.94	0.71	0.54	0.63	0.96	1.35	1.31	1.26
Tabasco	0.14	0.17	0.26	0.30	8.27	14.03	11.29	9.12	7.49	4.98
Tamaulipas	1.74	1.48	1.22	1.36	1.41	1.47	1.99	2.38	2.38	2.72
Tlaxcala	0.53	0.43	0.37	0.42	0.54	0.68	0.75	0.84	0.95	0.82
Veracruz	7.15	6.78	6.93	6.33	6.36	8.70	10.17	11.24	9.69	7.62
Yucatán	1.62	1.40	1.14	0.94	0.76	0.65	0.64	0.66	0.74	0.85
Zacatecas	0.70	0.50	0.32	0.27	0.25	0.33	0.42	0.52	0.58	0.65

Fuente: Cálculos realizados a partir de los datos de la Tabla 3.

¹⁴ Este episodio pertenece a la historia reciente del país. La exaltación de aquellos años inducía a suponer que debíamos prepararnos para administrar la riqueza. Sin embargo, pronto se pagaría las consecuencias con la declaración de la moratoria de la deuda externa en agosto de 1982; ante la caída de los precios del petróleo, el entusiasmo simplemente decayó, pero quedaron las deudas y una caída de la inversión real.

La tendencia espacial que llama más la atención es la que describe el Distrito Federal. Se puede ver cómo en el periodo de estudio, la industria - paulatinamente- fue perdiendo peso en relación al total nacional, debido a factores ya analizados. Un saldo neto declinante en los estados con mayor tradición industrial como Chihuahua, Jalisco, México, Nuevo León y Puebla, principalmente, demuestra que la actividad industrial se ha desconcentrado espacialmente pasando a regiones de más reciente industrialización. Algunos ejemplos de estados con industrialización nueva son Aguascalientes, Coahuila, Hidalgo, Querétaro, San Luis Potosí y Tamaulipas.¹⁵

Conclusiones

Nuestro principal objetivo en este trabajo fue la generación de las series de stock de capital industrial para cada entidad federativa de México, durante el periodo 1960-2003. Con ese propósito, a partir de la revisión de los diversos métodos de estimación, hemos ensayado con una metodología que descansa en las características técnicas regionales que son delineadas desde la propia teoría de la producción.

El método resulta apropiado para medir el stock de capital en las diversas regiones y en sectores agregados. Este es un nivel de análisis para el que regularmente se carece de los estudios de ingeniería que son requeridos por otros métodos, y que presenta la ventaja de que se apoya en los datos disponibles de la información censal sobre inversión y empleo, para deducir el patrón de depreciación más probable del capital. Sin embargo, hay que subrayar que también presenta la desventaja de que por tratarse de un método acumulativo, conjunta los posibles errores de estimación.¹⁶

Los hallazgos empíricos sugieren significativa variación interregional en la edad del capital industrial mexicano. Estos valores se sitúan en el rango de 10-20 años, y son congruentes con los publicados por Hofman [2000], para el caso nacional de estructuras no residenciales: de 10.9-14 años. También son muy próximos a la edad promedio del stock de capital calculada por Cubel y Palafox [2002] para el caso español de estructuras no residenciales, situada entre 13-22 años; mientras que para el stock total fue de 12.1-21.6 años.

¹⁵ Otros estados que recientemente incrementaron en forma considerable su peso industrial, son Campeche y Tabasco; pero se les ha excluido del análisis, dado que su crecimiento en gran parte se debe al petróleo.

¹⁶ Agradezco a un arbitrador anónimo, por esta observación.

En general, encontramos que el esquema de depreciación puede ser muy diferente al formato lineal (tradicionalmente asumido en los métodos de inventario perpetuo), y que varía, de región en región.

Nuestros resultados son capaces de examinar y explicar muchas de las tendencias regionales en el sector industrial. Por ejemplo, podemos deducir la existencia de diferencias tecnológicas importantes entre los estados petroleros, los no petroleros, los industrializados y los de menor grado de industrialización, una evidencia que es esperada desde la teoría. Encontramos, en lo general, que los cocientes capital-trabajo son crecientes, la tasa de inversión es relativamente estable (excepto en 1980), también que se han producido importantes movimientos de relocalización del capital industrial en el país.

El análisis de casos particulares permite inferir el éxito o fracaso de las políticas regionales que buscan estimular el crecimiento económico. La tendencia creciente de la tasa de inversión y de la razón capital-trabajo, en algunos de los estados de mayor rezago industrial (como Guerrero, Oaxaca y Quintana Roo), sugiere la efectividad de esas políticas. Sin embargo, el análisis ofrecido constituye sólo un estudio preliminar sobre el capital industrial que sería aconsejable ampliar, mediante la incorporación de mayor información y el uso de más herramientas para tener una idea más precisa y completa del desarrollo industrial del país.

Los cálculos que presentamos han sido obtenidos derivando a través de métodos de acumulación, para los que se ha usado una variedad de supuestos, principalmente para construir las cifras que sirvieron de insumo al método; por lo tanto, las cifras estimadas pueden resultar muy sensibles al uso de tales supuestos.

No obstante estas limitaciones, consideramos que ante la carencia de cifras oficiales en el nivel regional, las que se han generado en este trabajo pueden ser útiles en una variedad de estudios de la economía de los estados. Nuestra aportación es sólo un paso inicial en la dirección de tener un mejor conocimiento de la economía regional de México. Esfuerzo tal que consideramos puede resultar atractivo para ampliar el estudio del crecimiento económico regional del país.

Bibliografía

- Anderson, William P. y David L. Rigby [1989]: "Estimating Capital Stocks and Capital Ages in Canada's Regions: 1961-1981", *Regional Studies*, 23(2): 117-126.
- Banco de México [1986]: *Acervos y formación de capital*, Departamento de Estudios Económicos.
- Beeson, P. [1987]: "Total Factor Productivity Growth and Agglomeration Economies in Manufacturing 1959-73", *Journal of Regional Science*, 27: 183-199.
- Biorn, Erik; Earling Holmoy; Oystein Olsen [1989]: "Gross and Net Capital, and the Form of the Survival Function: Theory and Some Norwegian Evidence", *The Review of Income and Wealth*, 35(2): 133-149.
- Cubel, Antonio; Jordi Palafox [1997]: "The Capital Stock of the Spanish Economy 1900-1958", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Working Paper No. EC 97-17.
- Cubel, Antonio; Jordi Palafox [2002]: "El stock de capital productivo de la economía española, 1900-1990", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas Working Paper No. 2002-06, Universitat de València.
- Costa, P. y G. Marangoni [1995]: "Productive Capital in Italy: A Disaggregated Estimate by Sectors of Origin and Destination, 1985-88", *The Review of Income and Wealth*, 41(4): 439-458.
- Einarsson, T. y M. H. Marquis (1996): "Note on Human Capital Externalities", *Journal of Macroeconomics*, 18(2): 341-351.
- Gleed, R.H.; Rees, R.D. [1979]: "The Derivation of Regional Capital Stock Estimates for UK Manufacturing Industries 1951-1973", *Journal of the Royal Statistical Society A*, 142: 330-346.
- Groes, Nils [1976]: "Measurement of Capital in Denmark", *The Review of Income and Wealth*, 22: 271-286.
- Hahn, Franz; Ingo Schmoranz [1984]: "Estimates of Capital Stock by Industries for Austria", *Review of Income and Wealth*, Series 30: 289-307.
- Harberger, Arnold C.; Daniel L. Wisecarver [1977]: "Private and Social Rates of Return to Capital Stock in Uruguay", *Economic Development and Cultural Change*, 25(3): 411-445.
- Harris, R.I.D. [1982]: "Estimates of Inter-Regional Differences in Production in the United Kingdom, 1968-1978", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 44: 241-259.
- Harris, R.I.D. [1983]: "The Measurement of Capital Services in Production for UK Regions, 1968-78", *Regional Studies*, 17(3): 169-180.
- Hawkins, R. G. [1978]: "A Vintage Model of the Demand for Energy and Employment in Australian Manufacturing Industry", *Review of Economic Studies*, 45: 479-494.

- Hofman, Andre A. [1992]: "Capital Accumulation in Latin America: A Six Country Comparison for 1950-89", *The Review of Income and Wealth*, 38(4): 365-401.
- Hofman, André A. [2000]: "Standardised Capital Stock Estimates in Latin America: A 1950-94 Update", *Cambridge Journal of Economics*, 24: 45-86.
- Hulten, C.R.; Schwab, M. [1984]: "Regional Productivity Growth in U.S. Manufacturing: 1951-78", *The American Economic Review*, 74: 152-162.
- Hwang, Jang C. [1997]: "The Form and Rate of Physical Depreciation in Canadian Industries", *Journal of Economic and Social Measurement*, 23: 87-133.
- INEGI [1999]: *Estadísticas Históricas de México*, Aguascalientes: INEGI.
- INEGI [2002]: *Metodología de los Censos Económicos 1999*, Aguascalientes: INEGI.
- INEGI [varios años]: *Censos Industriales*, Aguascalientes: INEGI.
- Johansen, L. [1959]: "Substitution versus Fixed Production Coefficients in the Theory of Economic Growth", *Econometrica*, 11: 157-177.
- Johansson, B.; U. Stromquist [1981]: "Regional Rigidities and the Process of Economic Structural Development", *Regional Science and Urban Economics*, 11: 363-376.
- Lock, J.D. [1985]: "Measuring the Value of the Capital Stock by Direct Observation", *Review of Income and Wealth*, Series 31(1): 127-138.
- Luger, M.I. [1986]: "Depreciation Profiles and Depreciation Policy in a Spatial Context", *Journal of Regional Science*, 26: 141-159.
- Lützel, Heinrich [1977]: "Estimates of Capital Stock by Industries in the Federal Republic of Germany", *The Review of Income and Wealth*, 23: 63-78.
- Malcomson, J. M.; M. Prior [1979]: "The Estimation of a Vintage Model of Production for UK Manufacturing", *Review of Economic Studies*, 46(4): 719-736.
- Mas, Matilde; Francisco Pérez y Ezequiel Uriel [2000]: "Estimation of the Stock of Capital in Spain", *Review of Income and Wealth*, Series 46(1): 103-116.
- Melachroinos, Konstantinos y Nigel Spence [2000]: "Constructing a Manufacturing Fixed Capital Stock Series for the Regions of Greece", *European Planning Studies*, 8(1): 43-67.
- Miller, Edward [1990]: "Can a Perpetual Inventory Capital Stock Be Used for Production Function Parameter Estimation?", *Review of Income and Wealth*, Series 36(1): 67-82.
- Moomaw, R. [1981]: "Productive Efficiency and Region", *Southern Economic Journal*, 48: 344-357.
- O'Mahony, M. [1993]: "International Measures of Fixed Capital Stocks: A Five-Country Study", Discussion Paper 51, London: National Institute of Economic and Social Research.

- OECD [2001]: *Measuring Capital. OECD Manual: Measuring of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services*, París: OECD
- OECD [2004]: *Quarterly National Accounts*, París: OECD.
- Solow, Robert M. [1962]: "Substitution and Fixed Proportions in the Theory of Capital", *Review of Economic Studies*, 24: 207-218.
- Summers, R.; A. Heston [1988]: "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Level Estimates for 130 Countries, 1950-1985", *Review of Income and Wealth*, 34(1): 1-25.
- Summers, R.; A. Heston [1991]: "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 327-368.
- Tengblad, Ake; Nana Westerlund [1976]: "Capital Stock and Capital Consumption Estimates by Industries in the Swedish National Accounts", *Review of Income and Wealth*, Series 22(3): 331-344.
- United Nations [varios años]: *Statistical Yearbook*, New York: United Nations.
- Usher, D. (Ed.) [1980]: *The Measurement of Capital*, Chicago and London: The University of Chicago Press.
- Vagionis, N.; N. Spence [1994]: "Total Factor Regional Productivity in Greece", *Environment and Planning C*, 12: 383-407.
- Vagionis, N.; M. Sfakianakis [1997]: "Viability and Employment Estimations Based on Sectoral, Regional and Size Analysis of Total Factor Productivity: the Case of Greek Manufacturing Enterprises", *European Planning Studies*, 5: 495-514.
- Varaiya, Pravin y Michael Wiseman [1981]: "Investment and Employment in Manufacturing in U.S. Metropolitan Areas 1960-1976", *Regional Science and Urban Economics*, 11: 431-469.
- Williams, Geoffrey [1998]: "The Stock of Consumer Durables in the United Kingdom: New Estimates 1948-95", *The Review of Income and Wealth*, 44(3): 417-436.

An applied general equilibrium analysis of fiscal reforms to fight poverty in Mexico¹²

Gaspar Núñez Rodríguez*
Clemente Polo Andrés**

Abstract

The main goal of this paper is to analyze the consequences of two alternative ways of raising funds to finance poverty alleviation programs in Mexico: A Value Added Tax (VAT) reform and a personal income tax reform (IT). The impact of the reforms is analyzed with an applied general equilibrium model of the Mexican economy, calibrated using a 1996 Social Accounting Matrix. The model includes 18 production sectors, 10 representative households, the government, and the rest of the world. The cash transfers required to attain a fixed increase in the Equivalent Variation (EV) of the lowest income households are obtained either increasing effective VAT rates or IT rates. When all rates are scaled up by the same factor, the VAT reform generates a positive global EV considerably larger than the one obtained scaling the IT rates, though the latter diminishes (increases) lower (higher) income households' contribution. Setting a uniform VAT rate results in a positive global EV considerably larger than the one obtained with a uniform IT. Moreover, the distribution gap increases in the latter case since the richest households receive the largest benefits.

Key words: poverty alleviation, tax reforms, social accounting matrix, applied general equilibrium, equivalent variation.

Resumen

El objetivo de este artículo es analizar las consecuencias de dos formas alternativas de recaudar fondos para financiar los programas de alivio a la pobreza en México: la reforma del Impuesto al Valor Agregado (IVA) y la reforma del Impuesto Sobre la Renta (ISR). El impacto de las reformas se

¹ El título en español es: "Un análisis de equilibrio general aplicado de reformas fiscales para combatir la pobreza en México."

² Los autores agradecen la ayuda proporcionada por el Ministerio de Educación y Ciencia de España, a través de las becas SEC-2003-06697 y SEJ2006-11220; y del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología de México, respectivamente.

*Catedrático Investigador del Centro de Investigaciones Socio-Económicas (CISE) de la Universidad Autónoma de Coahuila (UAdeC) de México y miembro del Sistema Nacional de Investigadores (SNI) de México. Correo electrónico: nuroga@yahoo.com.

**Profesor del Departamento de Economía e Historia Económica de la Universidad Autónoma de Barcelona (UAB) de España.

analiza con un modelo de equilibrio general aplicado de la economía mexicana que ha sido calibrado sobre una matriz de contabilidad de 1996. El modelo incluye dieciocho sectores productivos, diez hogares representativos, el gobierno y el resto del mundo. Las transferencias directas necesarias para alcanzar un incremento fijo en la variación equivalente (VE) de los hogares de menores ingresos, se obtienen mediante el incremento a la tasa del IVA, o bien la del ISR. Cuando las tasas son escaladas por el mismo factor, la reforma del IVA genera una VE global positiva, considerablemente mayor que la que se obtiene escalando las tasas del ISR; aunque, ésta última disminuye (aumenta) las contribuciones de los hogares de menores (mayores) ingresos. El establecimiento de una tasa uniforme del IVA también resulta en una VE global positiva, considerablemente mayor que la que se obtiene con una tasa uniforme para el ISR. Y más aún, la brecha distributiva se incrementa en el último caso, puesto que los hogares más ricos reciben los más altos beneficios.

Palabras clave: alivio a la pobreza, reformas impositivas, matriz de contabilidad social, equilibrio general aplicado, variación equivalente.

Clasificación JEL: D58, I32, I38.

Introduction³

Prudent calculations indicate that *per capita* daily expenditure of about 18 million Mexicans, out of a population of 92.6 million, was less than 10 current pesos in 1996, a figure very close to the conventional extreme poverty line set in 1 US\$ per day.

Later, the Technical Committee for Mexico's Poverty Measurement (CTMPM, 2005) defined three poverty lines. In 2000, these lines were set at 626 current pesos per month for the Food poverty line, 769.98 for the Capacities poverty line, and 1,258.89 for the Patrimonial poverty line, which roughly amounts to 2.25, 2.76, and 4.52 U.S. dollars per day, respectively. According to this technical committee (dependent of the Ministry of Social Development) in 2000, 24.2% of the Mexican population was below the Food poverty line (23.67 million people).

More recently,⁴ the National Council for the Evaluation of the Social Development Policy (Coneval), based on the National Survey of Households' Income-Expenditure (ENIGH-2005) stated that in 2005, 19 million Mexicans did not get the necessary income to access the basic food

³ The authors acknowledge the observations made by two anonymous referees, to improve this paper. All errors remain our sole responsibility.

⁴ In the newspaper: La Jornada, October 2nd, 2006.

basket. This means that 18.3% of total population was below the Food poverty line.

In order to palliate this pressing problem, the Federal Government started in October 1997 a pilot program, named PROGRESA, to eradicate extreme poverty in Mexico.⁵ PROGRESA covered just over 400,000 poor rural families during its first year, but the number went up to 2.3 million in September 1999. During President Fox' Administration, the program, renamed OPORTUNIDADES, kept growing. In 2003, 4.24 million families living in 2,351 municipalities were beneficiaries. In August 2004, president Fox chaired a ceremony to welcome five million beneficiaries, a number close to the amount of families below the extreme poverty line.⁶

A peculiar feature of the program is that cash transfers to participants are conditioned to children's enrollment and assistance to primary and secondary school, as well as family (mainly mothers and children) participation in health control programs and nutrition and hygiene information sessions. The success of the program is pointed out by the fact that four out of every five households in poor alimentary conditions and three out of every four households poorly endowed received benefits in 2002. However, due to several reasons, no significant abatement of poverty has been observed, but this issue goes far beyond the scope of the present paper.

The main goal of this paper is to analyze the consequences of two alternative ways of raising funds to finance poverty alleviation programs in Mexico: a value added tax (VAT) reform and a personal income tax reform (IT). The impact of the reforms is analyzed with an applied general equilibrium model (AGEM) of the Mexican economy, calibrated using a 1996 social accounting matrix. Cash transfers required to attain a fixed increase in the equivalent variation (EV) of the lowest income households are obtained, either increasing effective VAT rates or IT rates. After that, we use the AGEM to obtain changes in welfare and other relevant variables, through simulations of the two mentioned reforms.

In our opinion, the analysis of how to finance poverty fighting is highly relevant, especially in Mexico, where extreme poverty has been, during decades, a hurtful reality for about 20% of Mexicans, and an already chronic stigma for the Mexican economy. This implies that, in order to solve the problem, Mexico cannot rely on external sources, but a sustainable policy must be designed to generate the necessary funds.

⁵ PROGRESA is the acronym of Programa Nacional de Educación, Salud y Alimentación, the Spanish name of the program.

⁶ See, SEDESOL, 2003 and 2004.

The development of an algorithm to approximate a fixed point by Scarf [1973 and 1984], and its use by Shoven and Whalley [1972] to study the effects of taxes, marked the beginning of a rapid expansion of the AGE approach, to quantify impacts of fiscal reforms and trade policy on resources allocation and on welfare (Shoven and Whalley [1984]); and also, of higher interest for developing countries, to analyze policy effects on growth and income distribution, (Dervis, De Melo, and Robinson [1982]).

In Mexico, the first application of the AGE approach goes back to the work by Sidaoui and Sines [1979], focused on the analysis of the effects of distortions in factor markets. In the same year, Serra-Puche [1979] presented its Ph.D. dissertation with an AGE model to analyze fiscal reform, which was the basis of the MEGAMEX -a model sponsored by the Bank of Mexico- and of several papers: Kehoe and Serra-Puche [1983a, 1983b]⁷, Kehoe, Serra-Puche and Solís [1984], and Serra-Puche [1984]. The survey by Decaluwé and Martens [1988] includes, besides the papers by Kehoe and Serra-Puche, a model by Levy [1987] which introduces quantitative restrictions in trade, and the model by Gibson, Lustig, and Taylor [1985] with a Marxist approach.

Some other works analyze specific aspects of the tax system: Ayala [1985], Estrada [1987], Robles [1987], Ibarra [1988], and Apolonio [1992]. Trade policy: Hierro [1983], Sobarzo [1998, 1991], Guerrero, [1989], Pérez [1989], and Francois and Shiells [1994]. The rural sector: Adelman, Taylor, and Vogel [1988], Robinson, Burfisher, Hinojosa-Ojeda and Thierfelder [1991], and Taylor, Yúnez-Naude, and Hampton [1999].

⁷ The model by Kehoe and Serra-Puche (1983a) comprises 14 produced goods, 3 aggregated goods (public, exports, and investment), 15 final consumption goods, and 3 production factors: capital and urban and rural labor. Agents in the model are 5 rural and five urban representative Households, the Government, and the RoW. Production is constant returns to scale nested in three levels. Each Household owns endowments of capital and labor. Households' welfare derives from a Cobb-Douglas utility function on goods and savings (capital tomorrow); savings can be devoted to investment or public debt. Government revenues come from capital's share, and from production, imports, income, and value added taxes. Government's deficit is financed through public debt. RoW's revenue comes from imports, and it is used to buy exports, the difference between revenue and expenditures is the RoW's savings. In this model labor markets could not clear because of assumed frictions, generating unemployment. The model was calibrated to replicate the economy in 1977, and was mainly used to analyze the impact from introducing the VAT with several scenarios: Constant (variable) real urban wages, variable (constant) unemployment, and constant (variable) public deficit. The VAT rate used was 10%, except for agricultural products, food, educative materials, and professional services with 0%. Although they had interesting results, the authors conclude that the distributive policy impact crucially depends on the macroclosure, particularly, on whether the public deficit is kept constant or not.

There are studies that analyze cash transfer programs. Coady [2001], and Maldés, Coady and Maluccio [2004], have studied the cost effectiveness of cash transfer targeted programs in Mexico and other Latin America countries using a cost-benefit approach. Coady and Harris [2000], analyzed the welfare impact of cash transfer programs in Mexico using an applied general equilibrium model (AGEM) calibrated to a 1996 SAM. In this framework, Coady and Harris study the welfare consequences of two alternative ways to finance a 30% increase in poor rural households' nominal income. This amounts to a 2% of GDP. In the first place, all subsidies on manufactured maize, wheat and dairy products are eliminated and income lump sum taxes are adjusted to hold constant the Government deficit. Second, cash transfers to the poorest are financed using several schemes to raise value added tax (VAT) revenues keeping also constant the Government deficit. Actually, the second scenario was seriously considered by President Fox's Administration that publicized in 2003 an initiative –never implemented- to set a uniform 10% VAT rate

In line with these studies and government proposals, our paper provides estimates of the welfare effects of tax financed transfers programs using an AGEM of the Mexican economy. This AGEM is quite different from that of Coady and Harris (2000). It is a national model with 18 production sectors, 10 representative consumers, Government and the RoW. Moreover, the model is calibrated using a completely different, and disaggregated, social accounting matrix, the SAM-MX96, constructed for the base year 1996 (Núñez, G. [2004]).

This paper compares two VAT schemes to finance poverty alleviation programs, similar to those studied by Coady and Harris [2000], and two personal income tax (IRS) reforms, an alternative disregarded in their work. To evaluate the allocation and welfare impact of these reforms, percentage changes in activity and utility levels are calculated, as well as Hicks' equivalent variation (EV).

The approach followed to evaluate the policy reforms is also different from the approach used by Coady and Harris [2000]. The policy scenarios are chosen in order to generate a Government surplus that, once transferred to the poorest household decile, increases the EV of the poorest family in a fixed amount. The fiscal reforms considered are: rescaling all VAT rates or ISR rates, and setting a uniform VAT or a uniform ISR rate.

The paper is organized as follows. Section I presents the main features of the SAM-MX96 and section II those of the AGE model. Section III presents simulations and results. Finally, section IV concludes with some final remarks.

I. The SAM-MX96

Table 1.1 shows the main blocks of the SAM-MX96, which disaggregates the circular income flow for the Mexican economy during 1996. We follow the usual convention by which rows account for “income”, and columns for “expenditures”.

As usual when preparing a SAM, we relied on an Input-Output Table (CIESA, [1996], and on Mexico’s National Accounting System (SCNM)⁸, as the main statistical sources. This information has been complemented with the “National Survey of Households’ Income-Expenditure” (INEGI [1999b]) to workout the relationship between production and private consumption. In addition, the following sources were also used: “Federal Income Accounting” (SHCP [2001]); “Compendium of Fiscal Federal Laws” (Fisco Agenda 97 [1997]); “Annual Statistical Information, Exports/Imports, 1993-200” (Bancomext [2000]); and the “Annual Report, 1996” (Banxico [1996]).

The first account of the SAM-MX96, disaggregates total population into 10 representative Households, defined by income decile, this income comes from Transfers, Labor, and Capital. Households pay taxes, save, and buy 10 private consumption goods.

The second institution, Government, levies taxes and Social Security contributions, then, it pays Transfers to Households, Collective Services, Public Health and Education, transfers to RoW, and saves what is left. Income Taxes come from Households and from the corporate sector (Capital). Indirect Taxes minus Subsidies, Other Taxes to Production, and Social Security contributions, are levied on Activities. The Value Added Tax is charged on Private Consumption goods. Social Transfers are paid by the Government as we said, and Other Transfers come from the Government and from the Rest of the World also.

The Savings account collects savings from Households, Government, Capital, and RoW, and then the Investment account buys investment goods from the Activities.

Labor has been disaggregated into 18 types, according to the classification provided by the ENIGH-96, based on the notion that the post occupied by a worker better reflects his qualification than his scholar degree. Labor obtains income from Activities and distributes it among the

⁸ SCNM’s information comes in three volumen: “Cuentas de Bienes y servicios 1988-00” (Goods and Services Accounting); “Cuentas por Sectores Institucionales, 1993-98” (Institutional Sectors Accounting); “Indicadores Macroeconómicos del Sector Público, 1988-99” (Public Sector Macroeconomic Indicators).

households. We assume capital moves freely from any sector in the economy to any other sector, therefore we have only one homogeneous Capital, which distributes its income among Households, Taxes, Savings, and the RoW.

As for the Activities, we define eighteen: seventeen from the National Accounts System, and another one to account for Government expenditures on public goods. Activities hire Labor and Capital, buy domestic and imported inputs, and pay Taxes including Social Security contributions, to produce the Total Supply. Total Supply is then sold to Investment, Intermediate Consumption, Private Consumption Goods, Public Goods, and Exports.

Labor and capital income (plus non-resident income) is distributed between institutions according to their property rights.

The Private Consumption Goods account is a transformation account which “buys” homogeneous goods and services from the Activities to combine them in order to “produce” 10 Private Consumption Goods. The VAT is charged to consumers and then it is transferred to the Government.

Finally, the RoW gets income from Imports and Transfers (corporate sector and Government), and pays for Transfers to Households, Savings (Current Account Deficit), Labor (Remittances), and Exports. Appendix 1 defines every entry of the matrix and Appendix 2 contains the SAM-MX96.

**Table 1.1 Main Blocks of the SAM-MX96
(pesos of 1996)**

	H	G	IT	IT-S	OTP	VAT	SS	ST	OT	INVESTMENT
Households (10)										
Government								29,427,283	42,392,016	
Income Taxes	50,592,091		118,028,898	136,202,471	9,689,701	90,095,116	66,688,160			
Indirect Taxes – Subsidies										
Other Taxes to Production										
Value Added Tax										
Social Security										
Social Transfers		29,427,283								
Other Transfers		7,968,896								
Savings	192,880,673	103,212,438								
Labor (18)										
Capital										
Activities (18)										583,558,024
Private Consumption Goods (10)	1,642,422,657									
Collective Services		110,761,607								
Public Health		41,867,183								
Public Education		91,077,046								
RoW		36,389,893								
TOTAL	1,885,895,421	420,704,346	118,028,898	136,202,471	9,689,701	90,095,116	66,688,160	29,427,283	42,392,016	583,558,024

	L	K	A	PCG	CS	PH	PE	RoW	TOTAL
Households (10)	667,809,664	1,146,266,458							1,885,895,421
Government									420,704,346
Income Taxes		67,436,807							118,028,898
Indirect Taxes – Subsidies			136,202,471						226,297,587
Other Taxes to Production			9,689,701						9,689,701
Value Added Tax				90,095,116					90,095,116
Social Security			66,688,160						66,688,160
Social Transfers									29,427,283
Other transfers							34,423,120		42,392,016
Savings		270,908,775					16,556,138		583,558,024
Labor (18)			662,301,178				5,508,486		667,809,664
Capital			1,558,112,676						1,558,112,676
Activities (18)			1,850,760,199	1,552,327,541	110,761,607	41,867,183	91,077,046	559,387,191	4,794,833,907
Private Consumption Goods (10)									1,642,422,657
Collective Services									110,761,607
Public Health									41,867,183
Public Education									91,077,046
RoW		73,500,636	505,984,406						615,874,935
TOTAL	667,809,664	1,558,112,676	4,794,833,907	1,642,422,657	110,761,607	41,867,183	91,077,046	615,874,935	

II. The AGE model of the Mexican economy

The AGE model used in this study is a standard static model.⁹ A short summary of the model features follows.

Agents

The model includes 18 productive Activities, 10 Households (classified by income), and the Government. External sectors are aggregated into one RoW. Corporations, although distinguished from Households for accounting reasons, play no active role in the model.

Goods and factors

There are 18 produced commodities that are used in production, satisfying private and public consumption and export demand. Produced commodities are combined in fixed proportions to obtain private consumption and investment goods. There are also 17 types of labor and a homogeneous capital good. The investment is a fixed proportions bundle of produced commodities.

Producers

Production is a constant returns to scale nested technology. At the highest level, aggregate commodities are a CES Armington mix of domestic goods and imports. Domestic goods are produced in fixed proportions using Value Added and intermediate consumption. Finally, Valued Added is a Cobb-Douglas aggregate of 17 types of labor and capital.

Producers maximize profits subject to the technology constraint and determine factor demands and prices in the usual way. a) At the lowest level of the nest: primary factors demands and the price of value added are

⁹ The model's equations are in Appendix 3.

obtained. b) At the intermediate level: value added and intermediate commodity demands and domestic prices are computed. And C) at the highest level: domestic commodities and imports demands and aggregate commodity prices are calculated.

Three tax rates influence those decisions. A social security tax is levied on labor services hired by producers and an *ad valorem* tax burdens producers' purchases of domestic commodities and equivalent imports.

Households

Households' welfare is a two level nested function. Utility is a CES function of present and future consumption and present consumption is, in turn, a Cobb-Douglas aggregate of 10 private consumption commodities. As indicated above, private consumption goods are produced with aggregate commodities, and are subject to a sales tax calculated from the value added tax revenues.

Households maximize utility subject to a complex budget constraint. At the top level, present and future consumption expenditures must not exceed net of taxes disposable income. Consumers' gross income is derived from sales of labor and dividends paid out by corporations. Gross income is then adjusted by net Government transfers and personal income taxes to obtain net disposable consumers' income.

Firms

Although firms are owned by households, they are treated separately. Their gross income is the value of capital services sold to producers and their net disposable income is calculated taking out profit taxes and dividends paid out to households. Their net disposable income can be used to retain net earnings or to finance investment.

Government

Government is a producer, a consumer, and plays an active role in the process of income distribution. As any producer, the Government uses factors (aggregate commodities, labor and capital) to produce one public commodity (general services) and two services provided to households (health and education). The way the latter two are allocated among the 10 households is not known and their impact on households' utility is disregarded. Ignoring this issue does not affect the results, since Government policy supply is unchanged in the simulations. Additional transfers to households are paid with additional revenues.

As mentioned, Government current revenues come from social security, production, imports, value added and personal and corporation income taxes. Government current expenditures include the costs incurred to produce three publicly supplied services (collective, health, and education), social transfers¹⁰, other current transfers¹¹, and transfers to the rest of the world (debt service). The government also saves and invests (in public infrastructures), so, the difference between total current revenues and total expenditures define government's deficit.

Rest of the World

The Rest of the World (RoW) demands capital, labor, and goods and services. Following Armington (1969), imports are imperfect substitutes of domestic commodities and producers choose the optimal mix to maximize profits. Exports are exogenously fixed and, therefore, the external deficit is endogenous. A positive difference between all revenues (value of imports plus labor and capital payments and transfers to other countries) and expenditures (value of exports plus labor and capital revenues and transfers from other countries) determine the external savings used to finance domestic investment.

Market clearing

Commodity markets always clear. For each commodity, the sum of intermediate consumption by producers, commodity demand used to produce private and public consumption commodities, investment demand and exports equal total supply provided by domestic producers and the external sectors (imports). Capital services demanded by producers also equal total households' endowments. Labor markets may or may not clear. In the latter case, the real wage is assumed to be a function of the unemployment rate, so that:

$$\frac{w}{CPI} = k_0 (1-u)^{\frac{1}{\beta}}$$

where w is the wage rate, CPI a consumer's price index, u the unemployment rate, k_0 a calibration constant, and the elasticity β an exogenous parameter. (See Kehoe and Serra-Puche [1983a], and Polo and Sancho [1993]).

¹⁰ Known as "Prestaciones", these transfers may vary from employer to employer, usually they refer to the following: 1) One month of extra salary every December (Aguinaldo), 2) Holidays specified by the Federal Labor Law, 3) Employer contributions for a federal fund to support loans to buy or build a house (Infonavit), and 4) Profits sharing.

¹¹ Generally, direct transfers to the poor through food coupons.

Macroeconomic closures

Investment is a composite good produced in fixed proportions determined by the commodity composition of investment in the base year. The value of investment equals the value of private savings plus public savings, plus (minus) the current account.

Because our model is static, when we simulate a reform to evaluate its effects on welfare, allowing investment variations, we could observe, at the same time, an increase in welfare and a decrease in investment, not knowing how much of the increase in welfare comes from the reform itself, and how much from investment's decrease. Therefore, to isolate the reform's effect, we carry out simulations keeping constant the level of investment at the initial level, by compensating variations in private savings with variations -in the opposite direction- in public savings. Under the same argument, we fix the external deficit at the initial level, allowing exports' variations to compensate for any variation in imports. (See Lofgren, Harris, and Robinson [2002], pp. 14-17).

Equilibrium

In the clearing version of the model, an equilibrium is a price vector, production and consumption plans, a government surplus and a surplus for the external sector, such that those plans maximize consumers utility subject to their budget constraint, maximize producers profits, the government surplus equals the difference between government revenues and expenditures, the external sector surplus equal the difference between revenues and expenditures and all markets clear. In the non-clearing version, a vector of unemployment rates is endogenously determined and households' income depends on the unemployment rate.

Welfare variations

Welfare changes generated by reforms are evaluated with Hicks' Equivalent Variation (EV), defined as the income transfer required by a household to achieve the new utility level at the initial prices, that is, the amount of money necessary for the household to arrive to the utility level that the reform would generate.

III. Fiscal scenarios and results

According to the SAM-MX96, and as the second column of Table 3.5 shows, 34.7% of Government's total current revenue comes from Production taxes, the VAT contributes with 21.4%, Social Security contributions with 15.9%, Corporation taxes with 16%, and (Personal) Income taxes with 12%. As for the expenditures, 7% of government's current revenues is devoted to Social Transfers, 1.9% to Other Transfers, 24.5% to investment, 26.3% to Collective Services (which include bureaucracy payroll and Government expenses), 10% to public health, 21.6% to public education, and 8.7% to the rest of the world (debt service).

Table 3.1 presents 1996 VAT rates (column VAT0) on the 10 private consumption commodities and ISR rates (column ISR0) on the 10 households included in the model. The VAT0 rates are effective tax rates estimated using the VAT revenue figures in the SAM-MX96 and the technology used to produce consumption goods. The results lead to classify commodities in three groups.

Table 3.1 **1996 benchmark and simulated tax rates**

	VAT rates on commodities (%)			ISR rates on households (%)		
	VAT0	S1 VAT0×1.187	S3 Uniform VAT	ISR0	S2 ISR0×1.447	S4 Uniform ISR
C1	0.67	0.79	7.06	H1	0.20	0.29
C2	10.18	12.08	7.06	H2	0.65	0.94
C3	5.66	6.71	7.06	H3	1.05	1.52
C4	10.18	12.08	7.06	H4	1.20	1.74
C5	0.00	0.00	7.06	H5	1.31	1.89
C6	5.52	6.55	7.06	H6	1.33	1.92
C7	6.76	8.02	7.06	H7	1.36	1.96
C8	2.79	3.31	7.06	H8	1.69	2.44
C9	10.18	12.08	7.06	H9	2.01	2.91
C10	9.50	11.27	7.06	H10	4.76	6.89

Notes: 1. VAT0 and ISR0 are the benchmark vectors of VAT and ISR rates, respectively.
2. 1.187 is the scaling factor applied to benchmark VAT rates and 1.447 the scaling factor applied to benchmark ISR rates.

The more heavily taxed includes Clothes and Shoes (C2), Furniture, and domestic equipment and gadgets supplies (C4), Hotels, coffee shops and restaurants (C9), and Other goods and services (C10) with VAT rates in the neighborhood of 10%. The intermediate group includes Entertainment and culture (C7), Housing, electricity, gas, water (C3) and Transportation (C6) with VAT rates near 6%. The last subset includes low taxed commodities such as Education (C8) and Food and beverages and tobacco (C1) and Health (C5) with a zero rate.

Low (high) income families are more likely to spend their income in commodities with low (high) VAT rates. Therefore, one can expect that setting a unique VAT rate will especially hit (favor) those households having large expenditure shares in the relatively low (high) tax commodities. Table 3.2 shows the commodity shares of the 10 consumption goods in households' present consumption.

Effective ISR rates in the benchmark are pretty low. Notice that effective rates for all households, except for the richest decile, are below 2% and that, the rate structure, although progressive, is pretty flat in the middle income deciles (H3-H7). It is likely -as in VAT case- that setting a uniform ISR rate will hit (favor) low (high) income households.

Table 3.1 also shows the endogenously determined tax structure in each of the four policy scenarios simulated.¹² In all cases tax rates are set to achieve a 20 unit increase in Hicks' EV of the poorest household by transferring to it the extra government revenue obtained from the reform.¹³ In column S1 (S4) it appears the new VAT (ISR) rates are scaled up by 1.187 (1.447), while in column S2 (S4) all VAT (ISR) rates are set equal to 7.06% (3.79%). Just as a reference, flat levels for the VAT and ISR that maintain the benchmark public surplus are 5.94% and 2.57% respectively.

With respect to changes in total supply, as expected since simulated reforms are relatively small, and as table 3.3 shows, no changes greater than 3% are observed. Also, given that VAT rates for the agricultural and food sectors are initially equal to zero, when we simulate a uniform tax, which implies a 7.06% increase for said sectors, we would expect that the greatest diminutions in total supply would occur there, as it actually happens.

¹² The simulations reported assume all labor markets clear. These results are not significantly altered when the real wage is assumed to depend on the unemployment rate and the latter is endogenously determined. Rescaling VAT rates is once more the most appropriate policy in terms of global EV although the unemployment rate increases slightly.

¹³ The 20 unit increase has been chosen because it takes the poorest households' utility level roughly just under that of the second decile's, which are just under the extreme poverty line.

Table 3.2. **Percentage Consumption Goods shares in Households' Present Consumption**

Commodity	VAT0	H1	H2	H3	H4	H5	H6	H7	H8	H9	H10
C1	<u>0.67</u>	40.4	34.4	33.4	30.9	29.2	25.7	24.2	21.7	17.5	11.3
C2	<u>10.18</u>	1.6	1.5	1.6	1.5	1.7	1.6	1.6	1.7	1.8	1.6
C3	<u>5.66</u>	18.6	19.8	19.1	18.9	18.7	17.6	16.8	17.8	14.5	14.8
C4	<u>10.18</u>	6.3	5.6	5.5	4.9	4.9	4.5	4.4	4.6	4.5	5.2
C5	<u>0.00</u>	3.5	3.6	4.6	4.3	3.2	2.4	2.7	3.0	3.4	3.2
C6	<u>5.52</u>	8.6	8.4	9.4	9.9	10.8	12.1	11.8	12.3	12.3	15.7
C7	<u>6.76</u>	0.9	1.1	1.1	1.2	1.5	1.8	1.7	2.3	3.4	4.8
C8	<u>2.79</u>	3.3	3.8	4.5	4.7	5.0	5.1	6.0	6.0	6.7	8.1
C9	<u>10.18</u>	9.8	14.8	14.1	16.3	16.1	21.6	23.2	21.8	26.8	25.1
C10	<u>9.50</u>	6.9	7.1	6.8	7.2	8.9	7.7	7.8	8.7	9.3	10.2
Total		100									

The first four columns of table 3.4 present Hicks' EV for the 10 income deciles. In all scenarios, the policy reform achieves the same increase for poorest income decile and all the other households register a welfare lost with just one exception: the richest decile increases its welfare when the additional revenues used to finance the transfer are obtained setting a uniform income rate (3.79%) lower than the tax rate paid by the richest decile (4.79%) in 1996. The overall increase in welfare obtained by adding up the impact on all households' deciles is reported in the last row (Total) of the table. It is positive for the two VAT reforms (S1 and S3), negative when ISR rates are scaled up (S2) and slightly positive when a single income rate is set (S4).

Table 3.3 Total supply: Benchmark values and percentage variation

Activities	Benchmark	S1	S2	S3	S4
		IVA0 × 1.187	ISR0 × 1.447	7.06% VAT	3.79% ISR
A1	245.594	1.487	0.994	-2.622	0.465
A2	80.925	0.080	0.079	-0.166	0.058
A1	423.766	1.656	1.101	-2.917	0.512
A11	131.502	-0.187	0.002	1.010	0.009
A111	39.538	-0.030	0.081	0.647	0.094
A1V	74.613	-0.058	-0.121	-0.340	-0.024
A1V	305.131	0.018	0.018	0.000	0.051
A1V1	72.658	0.006	0.118	0.702	0.114
A1V11	120.819	0.040	0.039	-0.180	0.036
A1V111	815.858	0.004	0.004	-0.153	0.030
A1X	78.556	0.010	-0.013	-0.209	0.013
A4	224.752	0.000	0.001	0.000	0.000
A5	47.549	0.067	0.086	0.053	0.029
A6	659.246	-0.630	-0.335	1.520	-0.229
A7	373.467	-0.266	-0.243	0.189	-0.057
A8	434.424	0.042	0.086	0.213	0.002
A9	555.579	-0.114	-0.208	-0.405	-0.044
A10	110.762	0.000	0.000	0.000	0.000

Table 3.4 Benchmark utility and households' EV

House-Hold	Bench-mark Utility	Equivalent Variation				Percentage change with respect to initial utility			
		S1 IVA0 × 1.187	S2 ISR0 × 1.447	S3 7.06% VAT	S4 3.79% ISR	S1 IVA0 × 1.187	S2 ISR0 × 1.447	S3 7.06% VAT	S4 3.79% ISR
H1	30.719	20.000	20.000	20.000	20.000	65.11	65.11	65.11	65.11
H2	56.167	-0.401	-0.157	-1.101	-1.768	-0.72	-0.28	-1.96	-3.15
H3	71.212	-0.516	-0.330	-1.461	-1.966	-0.72	-0.46	-2.05	-2.76
H4	91.961	-0.715	-0.494	-1.692	-2.405	-0.78	-0.54	-1.84	-2.61
H5	109.484	-0.903	-0.652	-1.787	-2.752	-0.82	-0.60	-1.63	-2.51
H6	138.870	-1.224	-0.838	-1.777	-3.457	-0.88	-0.60	-1.28	-2.49
H7	174.595	-1.501	-1.084	-1.944	-4.301	-0.86	-0.62	-1.11	-2.46
H8	208.020	-1.893	-1.634	-2.208	-4.456	-0.91	-0.79	-1.06	-2.14
H9	295.494	-2.845	-2.783	-2.058	-5.365	-0.96	-0.94	-0.70	-1.82
H10	658.781	-5.894	-14.834	-2.717	6.705	-0.89	-2.25	-0.41	1.02
Total		4.108	-2.806	3.255	0.235				

The percentage utility changes for the 10 households' deciles appear in the last four columns. Scaling up all VAT rates (S1) reduces the utility of all other deciles by almost the same percentage (0.7-1.0 per cent), while the impact of scaling up the ISR rates increases with income and reaches 2.25% for the richest decile. The impact of setting a uniform VAT or ISR rates (scenarios S3 and S4, respectively) are clearly regressive, especially the latter one that reduces the second poorest income decile by 3.2% and increases the utility of the richest decile by almost 1%.

Comparison of S3 (uniform VAT) and S4 (uniform ISR) shows that both, VAT and ISR's are progressive, but ISR is more progressive, given that the highest income decile is highly benefited, in both cases medium-high income deciles bear the greatest part of the reform's cost. Considering the four reforms analyzed, and from a global efficiency viewpoint, results suggest that the best policy, among the alternatives considered, would be an increase in IVA maintaining its structure, because this would give the greater global benefit in terms of the EV.

Table 3.5 shows the effects of each reform on fiscal revenues. Production tax revenues and Social security contributions changes are modest, always under 1% of their benchmark values. Therefore, the change in Government revenues that appears in the last row is determined by the change in VAT revenues (S1 y S3) or ISR revenues (S2 and S4). The results indicate that the surplus transferred to the poorest household when VAT rates are scaled up by 1.187 (column S1) 16.495 is less than 18.355, the amount transferred when a single 7.06% VAT rate is set.

This is so because a uniform VAT rate increases the price of commodities bought by the poorest household and the amount transferred has to be larger. If the extra revenue is obtained scaling up ISR tax rates (column S2), the budget surplus required to achieve the same welfare increase of the poorest household, 22.459, is much larger than in the two previous scenarios and greater than 20.793 the transfer required when there is a flat income tax rate (Column S4, 20.793).

Table 3.5 Government tax revenues

	Million pesos					Percentage change			
	1996	S1 IVA0 × 1.187	S2 ISRO × 1.447	S3 7.06% VAT	S4 3.79% ISR	S1 IVA0 × 1.187	S2 ISRO × 1.447	S3 7.06% VAT	S4 3.79% ISR
Production	145.892	146.423	146.240	144.828	146.084	0.364	0.239	-0.729	0.132
VAT	90.095	106.156	89.736	109.504	89.923	17.827	-0.398	21.543	-0.191
Social security	66.688	66.602	66.597	66.680	66.662	-0.129	-0.136	-0.012	-0.039
Corporation	67.437	67.437	67.437	67.437	67.437	0.000	0.000	0.000	0.000
Income Tax	50.592	50.581	73.154	50.610	71.393	-0.022	44.596	0.036	41.115
TOTAL	420.704	437.199	443.163	439.059	441.497	3.921	5.338	4.363	4.942
Δ TOTAL		16.495	22.459	18.355	20.793				

Notes: see Table 3.1.

Finally, a note on drawbacks and shortcomings of our model is in place. All the caveats for AGE models apply to our model. The well known advice about taking this kind of results with caution should be kept in mind when drawing possible policy implications, since such results constitute a guide-

more than an exact quantitative analysis- to what could possibly happen if a reform is implemented.

On the other hand, our model has been designed on the base of a 1996 SAM. First, the fact that this type of AGE analysis is based on a single point observation constitutes one of the most frequent criticisms against it. Since it is not our purpose to tackle methodological issues here, we argue that 1996 is a typical year in the Mexican economy so that, our results are valid to the extent that said type of static AGE analysis is valid. Second, 1996 is an eleven years old year, and results might, or might not, apply to actual circumstances, depending on how much the structure of the economy has changed. No doubt, actualization of data bases¹⁴ is necessary to further study these issues, and to confirm or correct several results.

Another frequent criticism goes about the use of exogenous (non-SAM calibrated) parameters, such as the substitution elasticity, since results might be very sensitive to elasticity specification. In our case, we use Armington elasticities to account for the degree of substitution between imports and domestic goods, and similar elasticities to account for the degree of substitution between present and future consumption. To asses if these elasticities are driving the results in certain direction, sensitivity analysis are performed. According to the series of simulations we performed using alternative sets of elasticities, the qualitative results are robust, and quantitative results do not experiment significant changes.

VI. Final comments

An AGE model is used to analyze the efficiency degree of four alternative reforms that generate funds devoted to alleviate extreme poverty. The results suggest that, from a global Equivalent Variation (EV) viewpoint, (comparable in the sense that each reform generates the same EV for the lowest income decile), financing the policy of direct transfers through an increase in the VAT (keeping its structure) is more efficient than financing through an increase in ISR (keeping its structure).

Our results about the efficiency of direct transfers are underestimated because our model does not take into account potential gains, such as the

¹⁴ In the first quarter of 2008, INEGI published an Input-Output Table (IOT) of the Mexican economy for the year 2003. The previous IOT available from INEGI was one for the year 1985, which resulted from a series of actualizations of a 1978 IOT. As far as we know, there are no clues on whether the INEGI will set a periodicity for this work, or we are going to wait again about 30 years –or any random amount of years-, to see another survey-based IOT for Mexico.

increase in human capital derived from, for example, conditioned direct transfers to school and public health institutions attendance, like PROGRESA/OPORTUNIDADES.

References

- Adelman, Taylor, and Vogel [1988]. "Life in a mexican village: A SAM perspective". *Journal of Development Studies*, 25.
- Apolonio, G. [1992]. *Impuesto sobre los activos de las empresas: un enfoque de equilibrio general computable*. El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos.
- Armington, P. [1969]. "A theory of demand for products distinguished by place of production". *IMF Staff Papers*, 16.
- Ayala, E. [1985]. *El impuesto sobre los ingresos del capital de México en un modelo de equilibrio general*. El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos. Bancomext [2000]. *World Trade Atlas Mexico Annual Edition*. México, Banco de Comercio Exterior.
- Banxico [1996]. *Informe Anual 1996*. Banco de México.
- CIESA [1996]. *Stata Matrix 1.0*. Consultoría Internacional Especializada S.A. de C.V.
- Coady, D. [2001]. "An evaluation of the Distributional Power of PROGRESA's Cash Transfers in Mexico". *International Food Policy Research Institute, FCND D.P. 117*.
- Coady, D. and R. Harris [2001]. "Evaluating transfer programs within a general equilibrium framework". *International Food Policy Research Institute, FCND D.P. 110*.
- Coady, D. and R. Harris [2000]. "A General Equilibrium Analysis of the Welfare Impact of Progresa Transfers". *International Food Policy Research Institute, FCND D. P. 110*.
- CTMPM [2005]. *Medición de la Pobreza 2002-2004*. Comité Técnico para la Medición de la Pobreza en México. June 14th, 2005.
- Decaluwé, B. and A. Martens [1988]. "CGE modeling and developing economies: A concise empirical survey of 73 applications to 26 countries". *Journal of Policy Modeling*, 10(4).
- Dervis, de Melo, and Robinson [1984]. *General equilibrium models for development policy*. New York. Cambridge University.
- Fisco Agenda 97 [1997]. *Compendio de Leyes Federales Fiscales y sus Reglamentos (10ª edición)*. México, Editorial Ediciones Fiscales Isef, S.A.
- Estrada, E. [1987]. *El impuesto sobre la renta de las empresas y la reforma fiscal: un análisis de equilibrio general aplicado*. El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos.

- Francois, J. and C. Shiells (Eds.) [1994]. *Modelling trade policy: Applied general equilibrium assessments of North American free trade*. New York, Cambridge University.
- Gibson, B., N. Lustig, and L. Taylor [1986]. "Terms of Trade and Class Conflict in a Computable General Equilibrium Model for Mexico". *The Journal of Development Studies*, 23(1).
- Guerrero, R. [1989]. *La política comercial mexicana en 1983-88: Una evaluación con base en un modelo de equilibrio general aplicado*. México. Centro de Estudios Económicos, El colegio de México.
- Hierro, J. [1983]. *Un modelo econométrico de equilibrio general y su aplicación a la política comercial en México*. Instituto Tecnológico Autónomo de México, Departamento de Economía.
- Ibarra, L. [1988]. *Incidencia de las tasas diferenciales del impuesto al valor agregado: Un análisis de equilibrio general*. Instituto Tecnológico Autónomo de México.
- INEGI [2002]. *Cuentas de Bienes y Servicios 1996-2001. Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM)*. México, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.
- INEGI [2001]. *Indicadores Macroeconómicos del Sector Público, 1988-99. Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM)*. México, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.
- INEGI [1999a]. *Cuentas por Sectores Institucionales 1993-1998. Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM)*. México, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.
- INEGI [1999b]. *Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares, 1996*. México, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.
- Kehoe, T., J. Serra-Puche, and L. Solis [1984]. "A General Equilibrium Model of Domestic Commerce in Mexico". *Journal of Policy Modeling*, 6(1).
- Kehoe, T. and J. Serra-Puche [1983a]. "A computational general equilibrium model with endogenous unemployment: An analysis of the 1980 fiscal reform in Mexico". *Journal of Public Economics* 22, 1-26.
- Kehoe, T. and J. Serra-Puche [1983b]. "A general equilibrium appraisal of energy policy in Mexico" *Empirical Economics*, 16.
- Levy, S. [1987]. "A Short-Run General Equilibrium Model for a Small, Open Economy". *Journal of Development Economics*, 25.
- Lofgren, H., R. Harris, and S. Robinson [2002]. *A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in Gams*. International Food Policy Research Institute.
- Núñez, G. [2004]. *Un Análisis Estructural y de Equilibrio General de la Economía Mexicana*. Tesis Doctoral. Universidad Autónoma de Barcelona, España.
- Pérez, A. [1989]. *Efectos de la apertura comercial en el empleo y el bienestar de México: Un enfoque de equilibrio general*. El colegio de México, Centro de Estudios Económicos.

- Polo, C. and F. Sancho [1993]. "Insights or Forecasts? An Evaluation of a Computable General Equilibrium Model of Spain". *Journal of forecasting*, v.12.
- Robinson, Burfisher, Hinojosa-Ojeda and Thierfelder. [1991]. "Agricultural policies and migration in a U.S.-Mexico free trade area: A computable general equilibrium analysis". *UC Berkeley, Department of Agriculture and Resource Economics W.P.* 617.
- Robles, H. [1987]. *Impuestos óptimos en un modelo de equilibrio general: Reformas fiscales alternativas a la reforma fiscal mexicana de 1987*. El colegio de México, Centro de Estudios Económicos.
- Scarf, H. and T. Hansen [1973]. *The computation of economic equilibria*. New Haven, Yale University Press.
- Scarf, H. and J. Shoven (Eds.) [1984]. *Applied general equilibrium analysis*. Cambridge, Mass. Cambridge University.
- Serra-Puche, J. [1984]. *A general equilibrium model for the Mexican economy*. In Scarf and Shoven (Eds.) *Applied general equilibrium analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- SHCP [2001]. *Cuenta de la Hacienda Pública federal, 1996*. México: Secretaría de Hacienda y Crédito Público.
- Shoven, J. and J. Whalley [1984]. "Applied general equilibrium models of taxation and international trade: An introduction and survey". *Journal of Economic Literature* 22, 1007-51.
- Shoven, J. and J. Whalley, J. [1972]. "A general equilibrium calculation of the effects of differential taxation of income from capital in the U.S.". *Journal of Public economics* 1, 281-322.
- Sidaoui, J. and R. Sines [1979]. *Estimaciones de equilibrio general de los efectos de las distorsiones en los mercados de factores: El caso de México*. Banco de México, Subdirección de Investigación Económica.
- SEDESOL [2005]. *Incorporación de familias a los beneficios de oportunidades. Reconocimiento Innova, 2004*. México, Secretaría de Desarrollo Social.
- SEDESOL [2003]. *Programa institucional oportunidades 2002-2006*. México, Secretaría de Desarrollo Social.
- SEDESOL [1999]. *Más oportunidades para las familias pobres. Evaluación de Resultados del Programa de Educación, Salud y Alimentación. Primeros Avances*. México, Secretaría de Desarrollo Social.
- Serra-Puche, J. [1979]. *A Computational General Equilibrium Model for the Mexican Economy: An Analysis of Fiscal Policies*. Ph. D. Dissertation, Yale University.
- Sobarzo, H. [1998]. *Applied general equilibrium models: The Mexican experience of NAFTA*. El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos.

- Sobarzo, H. [1991]. *A general equilibrium analysis of the gains from trade for the Mexican economy of a North American Free Trade Agreement*. El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos.
- Taylor, J., A. Yúnez-Naude, A., and S. Hampton [1999]. "Agricultural Policy Reforms and Village Economies: A Computable General-Equilibrium Analysis from Mexico". *Journal of Policy Modeling* 21(4).

Appendix 1. SAM-MX96 accounts

H1	1	First decile of households
H2	2	Second decile of households
H3	3	Third decile of households
H4	4	Fourth decile of households
H5	5	Fifth decile of households
H6	6	Sixth decile of households
H7	7	Seventh decile of households
H8	8	Eighth decile of households
H9	9	Ninth decile of households
H10	10	Tenth decile of households
L1	11	PROFFESIONALS
L2	12	TECHNICIANS
L3	13	EDUCACION WORKERS
L4	14	ART, SHOWS, AND SPORTS WORKERS
L5	15	FUNCTIONARIES AND MANAGERS OF THE PUBLIC, PRIVATE, AND SOCIAL SECTORS
L6	16	WORKERS IN AGRICULTURAL, LIVESTOCK, FORESTRY, AND HUNTING AND FISHING ACTIVITIES
L7	17	SUPERVISORS AND OTHER CONTROL WORKERS
L8	18	ARTISANS AND WORKERS IN THE TRANSFORMATION INDUSTRY
L9	19	MACHINE OPERATORS IN INDUSTRIAL PRODUCTION
L10	20	ASSISTANTS, PEONS AND SIMILARS IN THE TRANSFORMATION INDUSTRY
L11	21	DRIVERS AND ASSISTANTS
L12	22	COORDINATORS AND SUPERVISORS IN ADMINISTRATIVE AND SERVICES ACTIVITIES
L13	23	ASSISTANTS IN ADMINISTRATIVE ACTIVITIES
L14	24	MERCHANTS, COMMERCE EMPLOYEES AND SALES AGENTS
L15	25	WALKING MERCHANTS AND WALKING WORKERS
L16	26	EMPLOYEES IN ESTABLISHMENTS FOR PERSONAL SERVICES
L17	27	WORKERS IN DOMESTIC SERVICES
L18	28	WORKERS IN PROTECTION SERVICES AND THE ARMY
K	29	Capital
A1	30	Agriculture, livestock, forestry, hunting and fishing
A2	31	Mining
AI	32	Food, beverages and tobacco
AII	33	Textiles, clothes, and leather industries
AIII	34	Wood Industry and Wood products
AIV	35	Paper, paper products, printing-houses and publishers
AV	36	Chemicals, oil derivatives, rubber and plastic
AVI	37	Non metallic mining products
AVII	38	Basic metallic industries
AVIII	39	Metallic products, machinery and equipment
AIX	40	Other manufacturing
A4	41	Construction
A5	42	Electricity
A6	43	Commerce, restaurants and hotels
A7	44	Transportation, storage and communications
A8	45	Financing services, insurance and real estate
A9	46	Communal, social, and personal services
A10	47	Collective services
C1	48	Food, beverages and tobacco
C2	49	Clothes and shoes
C3	50	Housing, electricity, gas, and water
C4	51	Furniture, and domestic equipment and gadgets
C5	52	Health
C6	53	Transportation
C7	54	Entertainment and culture
C8	55	Education
C9	56	Hotels, coffee shops, and restaurants
C10	57	Diverse goods and services
AAPP	58	Government
IIRE	59	Income tax
IIMS	60	Indirect taxes minus subsidies
IP	61	Other taxes to production
IYA	62	Value added tax
CS	63	Social Contributions
PS	64	Social transfers
OT	65	Other transfers
AHBR	66	Savings-Investment
CSC	67	Collective services consumption
CSP	68	Public health consumption
CEP	69	Public education consumption
PGRDM	70	PAYMENTS TO THE REST OF THE WORLD
TLCAN	71	EXTERNAL SECTOR NAFTA AREA
RDP	72	EXTERNAL SECTOR REST OF COUNTRIES

Appendix 2. The Social Accounting Matrix of Mexico for 1996 (SAM-MX96)

MCS-MX96	H1	H2	H3	H4	H5	H6	H7	H8	H9	H10
H1										
H2										
H3										
H4										
H5										
H6										
H7										
H8										
H9										
H10										
SOC										
AAFP										
IIRE	62,301	369,442	755,722	1,116,543	1,448,972	1,870,024	2,403,559	3,566,393	6,070,281	32,928,853
IIMS										
IP										
IVA										
CS										
PS										
OT										
AHBR	767,482	1,564,081	1,694,621	2,707,137	3,640,015	6,055,036	16,213,246	13,399,683	23,574,576	123,264,795
L1										
L2										
L3										
L4										
L5										
L6										
L7										
L8										
L9										
L10										
L11										
L12										
L13										
L14										
L15										
L16										
L17										
L18										
K										
A1										
A2										
A1										
AII										
AIII										
AIV										
AV										
AVI										
AVII										
AVIII										
AIX										
AA										
AA										
A6										
A7										
AB										
A9										
A10										
C1	12,107,260	18,780,689	23,188,034	27,616,083	30,897,017	34,124,197	38,331,414	42,321,591	47,556,544	60,733,519
C2	480,164	826,012	1,082,715	1,328,353	1,817,497	2,080,319	2,524,416	3,370,990	4,863,824	8,510,742
C3	5,579,497	10,787,797	13,269,005	16,910,772	19,748,615	23,412,552	26,618,604	34,609,192	39,439,125	79,092,344
C4	1,898,874	3,080,109	3,842,437	4,382,639	5,145,300	5,945,433	6,916,008	8,984,679	12,325,038	27,958,078
C5	1,039,796	1,973,305	3,225,893	3,866,521	3,402,654	3,180,691	4,213,311	5,886,716	9,160,240	17,109,105
C6	2,579,590	4,563,456	6,501,235	9,864,457	11,418,377	16,080,042	19,624,816	23,879,038	33,323,238	83,842,519
C7	278,639	603,038	738,987	1,053,695	1,561,154	2,330,093	2,691,314	4,550,638	9,112,014	25,970,364
C8	975,976	2,063,555	3,118,925	4,181,724	5,307,774	6,796,443	9,469,648	11,644,024	18,095,199	43,298,289
C9	2,931,145	8,064,730	9,798,541	14,579,357	17,088,797	28,700,200	36,694,921	42,434,374	72,821,577	134,345,659
C10	2,080,897	3,859,987	4,781,726	6,470,356	9,457,061	10,165,105	12,297,211	16,938,722	25,222,714	54,655,567
CSC										
CSP										
CEP										
PGRDM										
TLCAN										
RDP										
TOTAL	30,781,621	56,536,239	71,967,842	93,077,637	110,933,233	140,740,134	176,998,468	211,586,039	301,564,371	691,709,834

104 Ensayos

MCS-MX96	SOC	AAPP	IIRE	IIMS	IP	IVA	CS	PS	OT	AHBR
H1	25,093,060							922,230	1,328,536	
H2	41,687,294							1,831,498	2,638,398	
H3	49,455,561							1,928,965	2,778,806	
H4	62,577,112							1,969,165	2,836,717	
H5	71,151,615							2,162,519	3,115,256	
H6	90,882,071							2,319,600	3,341,543	
H7	114,608,590							2,648,448	3,815,270	
H8	126,014,336							3,618,229	5,212,307	
H9	178,250,188							4,783,388	6,891,683	
H10	386,536,828							7,242,642	10,433,521	
SOC										
AAPP										
IIRE	67,436,807		118,028,898	136,202,471	9,689,701	90,095,116	66,688,160			
IIMS										
IP										
IVA										
CS										
PS		29,427,283								
OT		7,968,896								
AHBR	270,908,775	103,212,438								
L1										
L2										
L3										
L4										
L5										
L6										
L7										
L8										
L9										
L10										
L11										
L12										
L13										
L14										
L15										
L16										
L17										
L18										
K										
A1										2,293,275
A2										63,419
AI										33,635,954
AII										16,109,035
AIII										7,289,219
AIV										3,811,919
AV										15,634,813
AVI										4,134,913
AVII										5,014,511
AVIII										193,313,021
AIX										24,588,220
A4										224,256,523
A5										0
A6										50,623,302
A7										12,293,154
A8										0
A9										496,746
A10										
C1										
C2										
C3										
C4										
C5										
C6										
C7										
C8										
C9										
C10										
CSC		110,761,607								
CSP		41,867,183								
CEP		91,077,046								
PGRDM	73,500,636	36,389,893								
TLCAN										
RDP										
TOTAL	1,558,112,675	420,704,346	118,028,898	136,202,471	9,689,701	90,095,116	66,688,160	29,427,283	42,392,016	583,558,024

MCS-MX96	L1	L2	L3	L4	L5	L6	L7	L8	L9	L10
H1	13,712	69,685	64,129	19,229	1,493	423,520	1,669	564,964	150,574	414,895
H2	42,453	133,006	66,313	106,652	22,925	1,147,328	29,531	1,794,492	418,700	1,453,323
H3	96,879	415,238	186,766	134,122	80,751	1,624,233	70,079	3,051,720	784,634	2,691,528
H4	42,743	409,596	330,573	127,452	23,447	1,680,487	187,481	4,579,267	1,753,367	3,577,599
H5	158,665	849,008	376,049	162,879	131,942	1,321,073	219,214	6,075,049	2,666,436	4,706,844
H6	232,216	1,904,962	1,292,409	391,272	114,151	1,262,468	964,170	9,197,266	3,638,517	4,834,327
H7	921,080	3,352,944	1,156,645	419,330	322,249	1,395,505	1,747,649	10,251,663	3,370,008	3,253,568
H8	2,554,551	5,759,175	5,914,814	1,104,431	1,628,886	1,080,579	2,290,156	10,963,632	3,008,165	3,071,463
H9	8,158,772	8,858,073	17,301,754	1,841,799	5,025,067	1,316,729	4,591,324	11,055,424	2,182,056	1,859,991
H10	39,416,075	12,569,813	23,253,747	4,437,479	65,587,795	6,416,970	12,685,343	14,096,908	3,113,056	1,379,018
SOC										
AAPP										
IIRE										
IIMS										
IP										
IYA										
CS										
PS										
OT										
AHBR										
L1										
L2										
L3										
L4										
L5										
L6										
L7										
L8										
L9										
L10										
L11										
L12										
L13										
L14										
L15										
L16										
L17										
L18										
K										
A1										
A2										
A1										
A11										
A111										
A1V										
AV										
AV1										
AV11										
AV111										
A1X										
A4										
A5										
A6										
A7										
A8										
A9										
A10										
C1										
C2										
C3										
C4										
C5										
C6										
C7										
C8										
C9										
C10										
CSC										
CSP										
CEP										
PGRDM										
TLCAN										
RDP										
TOTAL	51,637,146	34,321,520	49,943,200	8,744,644	72,938,706	17,688,893	22,786,615	71,630,375	21,085,513	27,242,555

106 Ensayos

MCS-MX%	L11	L12	L13	L14	L15	L16	L17	L18	K
H1	34,114	0	90,419	402,140	201,689	317,136	656,963	11,466	
H2	161,868	27,598	273,623	1,264,491	579,634	841,919	1,943,629	71,563	
H3	447,202	16,039	791,605	1,814,527	917,084	1,812,099	2,573,856	296,146	
H4	1,398,529	102,724	1,525,610	2,892,198	939,157	2,990,174	2,513,676	620,562	
H5	2,953,741	218,124	2,689,050	3,433,570	1,150,654	3,637,540	2,560,217	1,193,788	
H6	3,871,040	276,220	3,668,539	3,993,512	1,366,647	3,378,960	1,634,135	2,156,088	
H7	5,674,773	1,051,663	6,894,395	5,828,849	1,620,177	4,017,380	1,747,354	2,900,938	
H8	6,703,625	2,576,092	12,315,227	6,586,017	1,190,213	4,664,227	812,214	4,517,700	
H9	8,801,812	6,657,070	12,800,583	9,355,987	2,301,672	4,586,745	488,344	4,445,333	
H10	17,695,333	30,951,498	10,144,241	29,202,453	1,705,003	8,373,453	164,443	6,284,416	
SOC									1,558,112,676
AAPP									
IIRE									
IIMS									
IP									
IVA									
CS									
PS									
OT									
AHBR									
L1									
L2									
L3									
L4									
L5									
L6									
L7									
L8									
L9									
L10									
L11									
L12									
L13									
L14									
L15									
L16									
L17									
L18									
K									
A1									
A2									
A1									
A11									
A111									
A1V									
AV									
AVI									
AVII									
AVIII									
AIX									
A4									
A5									
A6									
A7									
A8									
A9									
A10									
C1									
C2									
C3									
C4									
C5									
C6									
C7									
C8									
C9									
C10									
CSC									
CSP									
CEP									
PGRDM									
TLCAN									
RDP									
TOTAL	47,742,037	41,877,028	51,193,292	64,773,744	11,971,931	34,619,632	15,114,831	22,498,001	1,558,112,676

An applied general equilibrium... 107

MCS-MX96	A1	A2	AI	AII	AIII	AIV	AV	AVI	AVII
H1									
H2									
H3									
H4									
H5									
H6									
H7									
H8									
H9									
H10									
SOC									
AAPP									
IIRE									
IIMS	3,746,676	22,794,764	29,042,834	-3,521,456	800,877	84,949	2,759,321	5,423,886	8,168,605
IP	319,811	105,114	630,577	209,260	71,062	121,054	380,240	130,396	108,453
IVA									
CS	1,771,377	661,483	2,094,927	1,147,318	276,644	662,129	2,147,693	555,165	347,051
PS									
OT									
AHBR									
L1	90,471	587,467	212,788	216,389	0	287,501	1,369,945	411,747	0
L2	55,604	193,875	437,080	98,078	42,686	160,043	1,234,162	50,843	20,880
L3	1,128	54,907	0	0	0	0	0	0	71,473
L4	0	0	0	70,352	0	497,292	118,877	0	0
L5	581,858	128,111	2,563,799	896,424	17,143	972,148	3,940,106	1,262,334	266,558
L6	15,879,286	16,248	166,326	21,761	105,801	0	51,933	9,360	0
L7	33,128	651,905	1,336,677	1,189,067	150,893	483,158	2,536,298	418,238	462,856
L8	51,578	1,438,839	4,763,595	4,374,080	1,564,871	848,469	1,230,157	2,218,464	804,934
L9	6,790	313,913	1,264,553	2,887,891	126,169	723,784	2,971,033	265,694	802,147
L10	38,811	673,482	1,710,468	571,659	418,494	242,605	1,124,471	449,672	307,145
L11	421,834	492,289	841,346	80,981	154,649	75,831	574,570	87,680	371,109
L12	109,007	620,628	1,732,475	99,055	49,753	754,067	742,171	0	183,593
L13	54,741	750,092	810,059	451,951	28,916	799,394	1,731,804	161,480	102,290
L14	67,364	69,284	3,849,734	230,182	39,409	205,318	3,003,855	124,357	53,686
L15	41,447	0	770,611	80,739	3,044	136,369	27,847	0	0
L16	43,817	221,683	212,381	26,329	33,698	302,013	228,500	17,116	0
L17	12,078	0	0	0	0	0	0	0	0
L18	103,164	346,678	133,488	99,436	11,909	87,800	443,694	36,529	0
K	120,068,213	28,418,388	102,815,880	26,202,334	8,979,581	14,020,010	55,560,267	26,071,394	26,233,148
A1	28,084,519	1,560	132,579,847	2,796,988	4,223,526	499,157	2,427,429	30,451	0
A2	99,564	4,518,292	48,441	52,856	0	72,687	16,885,269	4,306,590	14,757,229
AI	13,921,976	575	57,519,323	3,329,997	12,166	1,165,628	3,570,222	0	0
AII	1,069,750	191,276	1,160,066	37,105,991	1,158,411	342,346	1,647,817	310,398	258,212
AIII	172,316	16,525	41,895	139,234	6,863,217	840,918	154,556	18,580	0
AIV	288,197	73,335	2,600,423	1,290,820	147,036	20,537,560	3,721,074	1,607,792	331,847
AV	14,601,394	1,462,951	5,395,956	13,487,161	1,693,175	3,323,515	76,406,230	4,312,621	3,258,693
AVI	278,593	431,493	2,029,298	32,228	138,021	26,098	1,254,502	5,508,273	227,095
AVII	158,646	569,439	872,620	132,964	229,336	595,149	783,278	407,264	22,943,678
AVIII	2,508,909	3,454,952	7,286,615	1,398,720	1,291,236	1,187,490	3,599,647	2,997,244	6,439,648
AIX	783,517	224,054	25,074	1,181,180	5,577	1,436,729	321,634	6,783	8,243
A4	0	0	0	0	0	0	0	0	0
A5	622,984	675,037	1,271,246	587,462	215,545	1,053,023	6,342,473	2,533,170	2,159,915
A6	3,623,496	2,049,723	14,851,921	9,793,577	4,279,012	3,771,576	11,850,741	2,594,293	4,973,838
A7	1,913,084	2,350,051	8,704,521	4,396,976	2,021,441	1,676,661	7,866,082	1,684,974	2,749,702
A8	1,553,885	647,542	2,396,142	2,293,036	1,075,306	1,516,130	2,663,703	1,204,691	789,588
A9	667,170	988,146	5,546,000	1,119,283	475,733	926,516	3,359,883	1,510,830	851,022
A10									
C1									
C2									
C3									
C4									
C5									
C6									
C7									
C8									
C9									
C10									
CSC									
CSP									
CEP									
PGRDM									
TLCAN	29,303,352	2,803,637	17,315,392	14,531,954	2,403,487	12,773,098	63,011,932	4,305,767	16,085,401
RDP	2,463,225	1,911,096	8,731,296	2,399,644	430,275	1,404,665	17,088,058	1,624,017	6,481,387
TOTAL	245,593,760	80,924,835	423,765,674	131,501,911	39,538,119	74,612,998	305,131,466	72,658,093	120,819,425

108 Ensayos

MCS-MX96	AVIII	AIX	A4	A5	A6	A7	A8	A9	A10
H1									
H2									
H3									
H4									
H5									
H6									
H7									
H8									
H9									
H10									
SOC									
AAPP									
IRE									
IMS	41,412,175	2,409,718	9,042,998	-9,811,545	325,631	3,454,455	16,148,349	3,920,231	0
IP	724,323	65,276	528,296	1,303,453	1,078,075	785,818	1,442,130	1,198,915	487,428
IVA									
CS	3,957,423	381,578	5,086,875	1,000,865	10,899,956	5,906,415	3,180,777	19,828,157	6,782,330
PS									
OT									
AHBR									
L1	2,073,210	473,972	2,786,625	506,206	1,209,771	1,640,706	8,276,244	25,002,223	6,491,882
L2	2,365,269	233,598	1,024,201	1,902,923	1,482,082	1,637,703	3,343,350	16,160,147	3,856,190
L3	0	0	0	26,954	0	0	71,411	48,869,837	488,464
L4	0	0	0	0	279,644	0	732,583	6,902,463	143,432
L5	4,758,361	675,208	2,499,953	551,425	11,124,422	6,891,013	5,556,187	19,611,961	10,641,695
L6	0	21,144	42,588	3,976	224,432	0	8,485	169,789	214,636
L7	5,974,686	160,493	5,195,418	350,492	225,103	626,217	176,492	1,269,510	1,312,585
L8	6,435,055	642,116	21,026,688	992,818	4,342,838	1,320,043	392,842	16,851,907	1,240,927
L9	9,660,903	773,344	133,373	211,434	144,486	76,889	22,047	184,655	145,250
L10	2,336,978	77,679	12,968,941	452,277	1,006,701	298,904	24,554	3,901,635	527,199
L11	1,020,788	0	2,023,712	335,535	3,242,498	34,351,602	178,499	1,035,692	2,219,256
L12	1,398,056	292,159	824,092	2,673,418	4,148,622	3,000,868	2,761,893	10,114,446	12,374,705
L13	2,095,261	200,752	977,701	1,664,350	6,830,614	5,425,192	4,283,337	12,384,841	12,029,490
L14	332,083	147,292	34,951	0	53,298,279	395,163	1,414,606	846,181	139,813
L15	0	4,173	0	160,952	9,870,585	72,130	26,449	623,086	0
L16	377,196	55,473	161,313	88,899	9,798,080	2,106,320	1,645,340	15,305,628	3,232,216
L17	0	0	0	0	88,643	17,173	52,381	14,709,501	0
L18	476,567	32,169	819,802	18,246	934,098	798,545	2,622,599	2,976,186	12,299,719
K	96,336,866	9,524,706	39,337,932	14,611,689	374,067,169	168,494,708	252,205,278	193,684,998	1,480,115
A1	0	595,766	0	5,862	0	0	0	1,622,405	925,524
A2	2,161,175	2,117,411	6,046,711	8,636,385	0	1,043	93,107	51,509	17,069
A1	28,151	208,174	0	4,129	0	0	0	1,850,043	443,155
AII	3,892,616	742,606	693,844	464,965	2,897,916	915,464	359,892	4,523,033	723,849
AIII	6,672,085	302,377	6,163,631	109,494	29,931	9,282	79,332	137,369	16,882
AIV	4,205,845	1,124,279	870,689	315,064	7,635,666	774,401	2,925,409	4,845,698	1,326,555
AV	19,606,291	3,667,904	5,919,447	1,737,228	6,315,471	21,962,176	2,538,050	11,246,254	1,003,069
AVI	7,827,167	874,713	22,346,084	169,030	282,467	103,108	1,675,081	1,870,233	979,700
AVII	42,681,435	1,195,503	20,684,811	164,789	592,271	346,897	171,684	335,773	46,685
AVIII	239,261,879	1,210,845	19,505,373	4,371,290	9,043,751	35,006,882	2,479,048	23,001,390	1,439,046
AIX	2,226,177	10,273,294	796,809	612,366	1,448,485	806,184	4,653,387	7,613,901	2,247,742
A4	0	0	0	0	0	0	0	0	0
A5	2,575,615	149,819	624,086	3,924,757	4,046,441	716,437	3,758,548	1,199,368	2,147,159
A6	38,621,346	2,953,752	10,725,625	4,995,668	14,449,711	12,378,789	4,960,483	11,824,529	2,440,080
A7	17,364,312	1,332,118	11,291,585	1,583,441	19,626,500	21,509,522	4,870,562	13,787,860	4,154,214
A8	8,969,115	744,176	6,753,243	1,112,242	32,752,485	4,607,315	67,966,372	17,748,025	7,292,220
A9	9,528,883	251,759	7,815,065	1,384,923	58,911,470	18,435,038	23,968,765	35,943,537	9,451,527
A10									
C1									
C2									
C3									
C4									
C5									
C6									
C7									
C8									
C9									
C10									
CSC									
CSP									
CEP									
PGRDM									
TLCAN	178,303,101	24,172,154	0	913,478	5,263,684	14,847,891	7,473,021	1,937,279	
RDP	50,089,148	10,468,198	0	0	1,329,076	3,746,296	1,885,513	488,794	
TOTAL	815,857,540	78,555,700	224,752,461	47,549,479	659,246,063	373,466,680	434,424,086	555,578,990	110,761,608

MCS-MX96	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10
H1										
H2										
H3										
H4										
H5										
H6										
H7										
H8										
H9										
H10										
SOC										
AAPP										
IIRE										
IIMS										
IP										
IYA	2,217,896	2,484,754	14,430,338	7,437,949	0	10,965,606	3,094,047	2,848,888	33,960,200	12,655,440
CS										
PS										
OT										
AHBR										
L1										
L2										
L3										
L4										
L5										
L6										
L7										
L8										
L9										
L10										
L11										
L12										
L13										
L14										
L15										
L16										
L17										
L18										
K										
A1	50,612,167	0	414,392	0	0	0	0	0	0	0
A2	1,047,671	0	0	0	0	0	0	0	0	0
A1	281,778,613	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AII	0	23,859,182	0	1,043,972	0	0	0	2,019,536	0	4,512,415
AIII	0	0	0	5,521,194	0	0	0	0	0	0
AV	0	0	6,779	2,005,142	0	0	1,494,802	8,704,562	0	0
AV	0	0	97,085	10,725,892	6,118,704	22,148,212	0	0	0	15,059,125
AVI	0	0	0	13,055,534	0	0	0	0	0	0
AVII	0	0	811,747	0	0	0	0	0	0	0
AVIII	0	0	0	6,896,357	0	25,686,794	8,204,445	0	0	2,584,932
AIX	0	0	429,241	650,213	963,671	0	980,294	1,230,125	0	0
A4	0	0	495,939	0	0	0	0	0	0	0
A5	0	0	12,084,723	0	0	0	0	0	0	0
A6	0	0	0	0	0	0	0	333,489,100	0	0
A7	0	0	0	0	0	142,486,337	0	957,108	0	59,952,199
A8	0	0	233,623,520	0	9,212,847	0	0	0	0	29,502,503
A9	0	541,096	7,071,728	33,142,341	36,763,012	8,389,859	35,116,347	89,181,337	0	21,642,734
A10										
C1										
C2										
C3										
C4										
C5										
C6										
C7										
C8										
C9										
C10										
CSC										
CSP										
CEP										
PGRDM										
TLCAN										
RDP										
TOTAL	335,656,347	26,885,032	269,467,501	80,478,594	53,058,233	209,676,808	48,889,935	104,951,557	367,449,300	145,909,347

110 Ensayos

MCS-MX96	CSC	CSP	CEP	PGRDM	TLCAN	RDP	TOTAL
H1							30,781,621
H2							56,536,239
H3							71,967,842
H4							93,077,637
H5							110,933,233
H6							140,740,134
H7							176,998,468
H8							211,586,039
H9							301,564,371
H10							691,709,834
SOC							1,558,112,676
AAPP							420,704,346
IIRE							118,028,898
IIMS							136,202,471
IP							9,689,701
IVA							90,095,116
CS							66,688,160
PS							29,427,283
OT				34,423,120			42,392,016
AHBR				16,556,138			583,558,024
L1				0			51,637,146
L2				22,804			34,321,520
L3				359,026			49,943,200
L4				0			8,744,644
L5				0			72,938,706
L6				753,128			17,688,893
L7				223,397			22,786,615
L8				1,090,154			71,630,375
L9				371,147			21,085,513
L10				110,879			27,242,555
L11				234,167			47,742,037
L12				0			41,877,028
L13				411,030			51,193,292
L14				522,187			64,773,744
L15				154,499			11,971,931
L16				763,632			34,619,632
L17				235,056			15,114,831
L18				257,381			22,498,001
K							1,558,112,676
A1					15,963,940	2,516,942	245,593,760
A2					15,602,137	4,346,270	80,924,835
A1					18,033,414	8,264,153	423,765,674
AII					21,745,593	3,663,727	131,501,911
AIII					4,835,887	124,393	39,538,119
AIV					3,092,706	886,297	74,612,898
AV					22,426,577	14,983,462	305,131,466
AVI					7,952,291	1,262,172	72,658,093
AVII					13,094,569	8,986,377	120,819,425
AVIII					206,438,093	17,229,933	815,857,540
AIX					13,295,595	1,747,205	78,555,700
A4					0	0	224,752,462
A5					861,672	0	47,549,479
A6					91,740,645	22,254,855	659,246,063
A7					23,245,322	5,638,954	373,466,680
A8					0	0	434,424,086
A9		41,867,183	91,077,046		7,366,912	1,787,098	555,578,990
A10	110,761,607						110,761,607
C1							335,656,347
C2							26,885,032
C3							269,467,501
C4							80,478,594
C5							53,058,233
C6							209,676,808
C7							48,889,935
C8							104,951,557
C9							367,449,300
C10							145,909,347
CSC							110,761,607
CSP							41,867,183
CEP							91,077,046
PGRDM							109,890,529
TLCAN							395,444,730
RDP							110,539,676
TOTAL	110,761,607	41,867,183	91,077,046	56,487,744	465,695,353	93,691,838	

Appendix 3. The AGEM-MX96

Production

Each Activity j ($j=1, \dots, 18$), hires Capital, K_j , and Labor, L_j , to produce Value Added, V_j , through a constant returns to scale Cobb-Douglas technology. Cost minimization implies optimal demands:

$$K_j^* = \left(\frac{V_j}{A_j}\right) \left(\frac{\alpha_{Kj}}{p_K}\right)^{1-\alpha_{Kj}} \prod_{i=1}^{18} \left(\frac{(1+\tau_j^L)p_i}{\alpha_{ij}}\right)^{\alpha_{ij}} \quad (A3.1)$$

$$L_j^* = \left(\frac{V_j}{A_j}\right) \left(\frac{\alpha_{Lj}}{(1+\tau_j^L)}\right) \left(\frac{p_K}{\alpha_{Kj}}\right)^{\alpha_{Kj}} \prod_{i=1}^{18} \left(\frac{(1+\tau_j^L)p_i}{\alpha_{ij}}\right)^{\alpha_{ij}} \quad (A3.2)$$

Where, A_j is a (Social Accounting Matrix (SAM) calibrated) scale parameter, and the alphas are (SAM calibrated) share parameters such that $\alpha_{Kj} + \sum_{i=1}^{18} \alpha_{ij} = 1$. τ_j^L is the labor tax (social security contributions) implied by SAM data. p_K and p_i are capital price and type i labor price.

Average price equal to unitary price (perfect competition) implies that value added price, p_{vj} , is:

$$p_{vj} = \left(\frac{1}{A_j}\right) \left(\frac{p_K}{\alpha_{Kj}}\right)^{\alpha_{Kj}} \prod_{i=1}^{18} \left(\frac{(1+\tau_j^L)p_i}{\alpha_{ij}}\right)^{\alpha_{ij}} \quad (A3.3)$$

Then, Activities obtain domestic production, Y_{dj} , through a Leontief combination of value added, and intermediate consumption X_{ij} ($i=j=1, \dots, 18$). Cost minimization yields optimal quantities:

$$X_{ij}^* = a_{ij} Y_{dj} \quad (A3.4)$$

$$V_j^* = v_j Y_{dj} \quad (A3.5)$$

Where a_{ij} and v_j are (SAM calibrated) unitary requirements of input i and value added, to produce good j .

Average equal to unitary price (perfect competition) implies:

$$p_{dj} = \left(\sum_{i=1}^{18} p_i a_{ij} + p_{vj} v_j\right) (1 + \tau_j^P) \quad (A3.6)$$

Where, p_{dj} is domestic production price, and τ_j^P are taxes on production implied by SAM data.

Then, Activities obtain total supply, Y_j , through a CES combination of domestic production, and imports from the RoW, Y_{rj} . Cost minimization yields optimal quantities:

$$Y_{dj}^s = \left(\frac{Y_j}{\Phi_j} \right) \left(\frac{\delta_{dj}^{\sigma_j - \sigma_j} p_{dj}^{-\sigma_j}}{(\delta_{dj}^{\sigma_j - \sigma_j} p_{dj}^{-\sigma_j} + \delta_{rj}^{\sigma_j - \sigma_j} p_{rj}^{-\sigma_j})^{\sigma_j / (\sigma_j - 1)}} \right) \quad (\text{A3.7})$$

$$Y_{rj}^s = \left(\frac{Y_j}{\Phi_j} \right) \left(\frac{\delta_{rj}^{\sigma_j - \sigma_j} p_{rj}^{-\sigma_j}}{(\delta_{dj}^{\sigma_j - \sigma_j} p_{dj}^{-\sigma_j} + \delta_{rj}^{\sigma_j - \sigma_j} p_{rj}^{-\sigma_j})^{\sigma_j / (\sigma_j - 1)}} \right) \quad (\text{A3.8})$$

Where, Φ_j is a (SAM calibrated) scale parameter, δ is a (SAM calibrated) share parameter, and σ_j is the (exogenously estimated) Armington elasticity.

Again, average price equal to unitary price (perfect competition), implies:

$$p_j = \left(\frac{(\delta_{dj}^{\sigma_j - \sigma_j} p_{dj}^{-\sigma_j} + \delta_{rj}^{\sigma_j - \sigma_j} p_{rj}^{-\sigma_j})^{1/(\sigma_j - 1)}}{\Phi_j} \right) \quad (\text{A3.9})$$

Where, p_j is total supply goods price, and p_{rj} is (fixed) imports price.

Finally, private consumption goods, C_m , and public consumption goods, D_n , are obtained through a Leontief combination of total supply goods. Cost minimization yields optimal quantities:

$$C_{im}^s = z_{im} C_m \quad m=1, \dots, 10 \quad (\text{A3.10})$$

$$D_{in}^s = d_{in} D_n \quad n=1, \dots, 3 \quad (\text{A3.11})$$

Where, z_{im} is the (SAM calibrated) unitary requirement of input i , and C_{im}^s is optimal demand for inputs. d_{in} is the (SAM calibrated) unitary requirement of input i , and D_{in}^s is optimal demand for inputs.

Again, average price equal to unitary price (perfect competition) implies:

$$p_m^c = \left(\sum_{i=1}^{18} p_i z_{im} \right) (1 + \tau_m^{VAT}) \quad (\text{A3.12})$$

$$p_n^d = \left(\sum_{i=1}^{18} p_i d_{in} \right) \quad (A3.13)$$

Where, p_m^c is private consumption good m price, and p_n^d is public consumption good n price. τ_m^{VAT} is the value added tax rate implied by SAM data.

Households

Each representative Household h ($h=1, \dots, 10$), maximizes a CES utility function of present (C_h) and future (S_h) consumption. Optimal quantities are:

$$C_h^* = \left(\frac{\delta_h}{p_{ch}} \right)^{\sigma_h} \left[\frac{DI_h}{\delta_h^{\sigma_h} p_{ch}^{1-\sigma_h} + (1-\delta_h)^{\sigma_h} p_I^{1-\sigma_h}} \right] \quad (A3.14)$$

$$S_h^* = \left(\frac{1-\delta_h}{p_I} \right)^{\sigma_h} \left[\frac{DI_h}{\delta_h^{\sigma_h} p_{ch}^{1-\sigma_h} + (1-\delta_h)^{\sigma_h} p_I^{1-\sigma_h}} \right] \quad (A3.15)$$

Where, DI_h is disposable (after tax) income, and p_{ch} is the price of aggregated present consumption of Household h , respectively. p_I is the price of investment. δ_h is a (SAM calibrated) share parameter, and σ_h is the (exogenously estimated) elasticity between present and future consumption.

DI_h is given by:

$$DI_h = \left[\sum_{l=1}^{18} \Theta_{hl} p_l \bar{L}_l + \Theta_{hk} p_k \bar{K} (1 - \tau^{KT}) \right] (1 - \tau_h^{IT}) + \Theta_{ht} TR + (\Theta_{ht}) s(L_{ROW}) \quad (A3.16)$$

Where, Θ_{hl} is Household h (SAM calibrated) share in total endowment of labor type l , \bar{L}_l . Θ_{hk} is Household h (SAM calibrated) share in total endowment of capital, \bar{K} . τ^{KT} is the tax rate on capital, and τ^{IT} is the income tax (both implied by SAM data). Θ_{ht} is Household h (SAM calibrated) share in total transfers, and TR are total transfers to Households.

Aggregated price of present consumption, p_{ch} , is the weighted average:

$$p_{ch} = \sum_{m=1}^{10} p_m^c \left(\frac{C_{hm}}{C_h} \right) \quad (A3.17)$$

Where C_{hm} is the (optimal) quantity of good m consumption by household h .

114 Ensayos

Investment price, p_i , is an average of the prices of the total supply goods, weighted by its participation in total investment:

$$p_i = \sum_{i=1}^{18} p_i \alpha_{ii}, \quad \text{whith: } \alpha_{ii} = \frac{p_i \text{INV}_i^0}{\sum_{i=1}^{18} p_i \text{INV}_i^0} \quad (\text{A3.18})$$

Where, INV_i^0 are units of initial investment from Activity i .

Finally, Households choose an optimal basket of present consumption goods, C_{hm} , maximizing a Cobb-Douglas utility function. Optimal demands are given by:

$$C_{hm}^* = \frac{\beta_{hm} G_h}{P_h} \quad (\text{A3.19})$$

Government

Government revenues, GR, are given by:

$$GR = TIT + TPT + TSC \quad (\text{A3.20})$$

Where TIT are takings from income taxes, TPT takings from taxes on production, and TSC takings from social security contributions (labor taxes).

On the other hand, government expenditures (GE) are defined as:

$$GE = SE_G + OT_G + SAV_G + CSC_G + PHC_G + PEC_G + PRoW_G \quad (\text{A3.21})$$

Where, SE_G are social expenditures, OT_G are other transfers, CSC_G are public savings, CSC_G are collective services consumption, PHC_G public health consumption, PEC_G public education consumption, and $PRoW_G$ payments to the RoW.

Government expenditures could be greater (or smaller) than its revenues, therefore we define a public surplus as:

$$PS = GR - GE \quad (\text{A3.22})$$

Rest of the World

RoW's income, RoWI, is given by:

$$RoWI = \sum_{i=1}^{18} p_i^{RoW} M_i + \theta_{RoW}^k \bar{K} + P_{RoW} G \quad (A3.23)$$

Where, p_i^{RoW} are the (fixed) prices of imports in foreign currency, M_i are imports of good i , θ_{RoW}^k is the RoW's (SAM calibrated) capital share, and $P_{RoW} G$ are payments from the government.

On the other hand, RoW's expenditures, RoWE, are given by:

$$RoWE = \sum_{i=1}^{18} p_i^{RoW} EXP_i + OT_{RoW} + SAV_{RoW} + L_{RoW} \quad (A3.24)$$

Where, p_i^{RoW} are the (fixed) prices of exports in foreign currency, EXP_i are exports of good i , OT_{RoW} are other transfers from the RoW, SAV_{RoW} are RoW's savings, and L_{RoW} is labor income from abroad.

Closures

Capital and labor endowments are part of the system's constraints: For the base simulations total employment of factors is assumed:

$$\sum_{i=1}^{18} K_i^* = \bar{K} \quad (A3.25)$$

$$\sum_{i=1}^{18} L_{it}^* = \bar{L}_t \quad (A3.26)$$

Investment equals savings:

$$\sum_{i=1}^{18} p_i INV_i = \sum_{h=1}^{10} SAV_h + \overline{SAV}_k + SAV_{RoW} + SAV_{GOV} \quad (A3.28)$$

Where, SAV_h are Households savings, \overline{SAV}_k are (constant) capital savings, SAV_{RoW} are RoW savings, and SAV_{GOV} are Government savings.

Finally, total supply equals total demand for every good and service:

$$Y_j = \sum_{i=1}^{18} X_{ij} + \sum_{m=1}^{10} C_{mj} + \sum_{n=1}^3 D_{nj} + EXP_j + INV_j \quad (A3.27)$$

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen veintisiete, número uno, se terminó de imprimir el primero de mayo del año dos mil och en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.

El tiraje consta de 30 ejemplares.

Ensayos Revista de Economía es una revista arbitrada que publica artículos de investigación inéditos de alto rigor académico en los campos de la economía aplicada y teórica, la estadística y las ciencias sociales afines. Se publican trabajos en español e inglés dos veces al año, enero y julio. Está indexada en EconLit (*American Economic Association*), SciELO México, Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMcyT) del Consejo Nacional de Ciencia, Humanidades y Tecnología (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO y puede consultarse en la base de datos Fuente Académica Premier™ de EBSCO y en *RePEc (Research Papers in Economics)*.

Instrucciones para autores:

- Los trabajos deben corresponder a investigaciones concluidas que planteen claramente una hipótesis.
- Se dará preferencia a los trabajos que empleen un modelo teórico matemático como soporte o una metodología estadística/econométrica que someta a prueba la hipótesis.
- Los artículos deben enviarse acompañado de una carta firmada por el autor o los autores declarando que posee(n) los derechos de autor, que el trabajo es inédito y original, y que no está sometido, ni en proceso, para su publicación total o parcial en otra revista especializada o libro.
- El autor o los autores debe(n) enviar una copia de su currículum vitae.
- Los artículos pueden redactarse en inglés o español; sin embargo, el título, el resumen y las palabras clave deben presentarse en ambos idiomas.
- El resumen no excede las 150 palabras e incluye los códigos de clasificación JEL después del resumen.
- El título del trabajo debe ser claro y breve (máximo 10 palabras).
- Los manuscritos deben enviarse en formato compatible con Microsoft Word, con una extensión máxima de 45 cuartillas, interlineado de 1.5, y fuente Times New Roman tamaño 12.
- Las gráficas y cuadros deben enviarse en formato Excel. No se deben incluir gráficas o cuadros en formato de imagen.
- La sección de referencias incluye únicamente los trabajos citados en el texto, ordenados alfabéticamente y siguiendo el formato establecido para citar artículos, libros, capítulos de libros, informes técnicos, tesis, entre otras fuentes de información. Las instrucciones de citación están disponibles en la página de la revista.
- Los artículos deben enviarse de forma electrónica a través de la página de la revista: <http://ensayos.uanl.mx>. Para ello, el autor debe registrarse en la página como usuario y seguir los cinco pasos para nuevos envíos.

Ensayos Revista de Economía is a peer-reviewed journal that publishes original research articles of high academic rigor in the fields of applied and theoretical economics, statistics, and related social sciences. The journal publishes works in both Spanish and English twice a year, in January and July. It is indexed in EconLit (*American Economic Association*), SciELO Mexico, *Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología* (CRMcyT) of the *National Council of Science, Humanities, and Technology* (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO, and can also be accessed through the *Fuente Académica Premier™* database by EBSCO and *RePEc (Research Papers in Economics)*.

Author guidelines:

- The papers must correspond to completed research that clearly states a hypothesis.
- Preference will be given to papers that employ a supporting mathematical theoretical model or a statistical/econometric methodology that tests the hypothesis.
- Articles must be accompanied by a signed letter from the author(s) declaring ownership of the copyright, originality of the work, and that is not under review or in process for full or partial publication in another specialized journal or book.
- The author(s) must send a copy of their curriculum vitae.
- Articles may be written in English or Spanish; however, the title, abstract, and keywords must be presented in both languages.
- The abstract must not exceed 150 words, and should include JEL classification codes after the abstract.
- The article title should be clear and concise (maximum of 10 words).
- Manuscripts must be submitted in a Microsoft Word compatible format, with a maximum length of 45 pages, 1.5 line spacing, and Times New Roman font, size 12.
- Graphs and tables must be submitted in Excel format. Graphs or tables in image format are not accepted.
- The reference section should include only works cited in the text, listed alphabetically and following the citation format for articles, books, book chapters, technical reports, theses, and other sources. Citation guidelines are available on the journal's website.
- Articles must be submitted electronically through the journal's website: <https://ensayos.uanl.mx>. Authors must register as users and follow the five steps for new articles.

ENSAYOS
Revista de Economía