



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Cermeño, Rodolfo; Mayer Foulkes, David; Martínez González, Ariadna
Convergencia, divergencia y estratificación. Estudio comparativo de la dinámica de
crecimiento de la manufactura en los municipios mexicanos y los condados
estadunidenses

El Trimestre Económico, vol. LXXVI (2), núm. 302, abril-junio, 2009, pp. 349-378

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340959002>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

CONVERGENCIA, DIVERGENCIA Y ESTRATIFICACIÓN

Estudio comparativo de la dinámica de crecimiento
de la manufactura en los municipios mexicanos
y los condados estadounidenses*

*Rodolfo Cermeño, David Mayer Foulkes
y Ariadna Martínez González***

RESUMEN

En este artículo se analiza la dinámica del valor agregado manufacturero *per capita* como *proxy* del ingreso *per capita* de los municipios de México y condados de los Estados Unidos. Específicamente, se busca determinar si existe convergencia (absoluta o condicional), divergencia o estratificación. Se utiliza un modelo de panel dinámico sin regresores exógenos y se considera el problema del sesgo en este contexto específico. En general se concluye que la dinámica del valor agregado *per capita* de los condados de los Estados Unidos muestra convergencia condicional y poca dispersión de sus estados estacionarios. En cambio, en el caso de México se encuentra una dinámica congruente con crecimiento estratificado. El estudio también encuentra que el crecimiento de la manufactura en los condados de los Estados Unidos y los municipios de México diverge en el tiempo.

* *Palabras clave*: crecimiento económico, convergencia, divergencia, manufactura, municipios mexicanos, condados estadounidenses, estratificación. *Clasificación JEL*: O54, O47, O11. Artículo recibido el 2 de julio de 2007 y aceptado el 10 de mayo de 2008.

** R. Cermeño y D. Mayer Foulkes, División de Economía, Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE) (correos electrónicos: rodolfo.cermeno@cide.edu y david.mayer@cide.edu). A. Martínez González, The Ohio State University (correo electrónico: martinez-gonzalez.2@osu.edu).

ABSTRACT

In this document we analyze the dynamics of per capita value added in manufacturing as a proxy of per capita income of Mexico's municipalities and US counties. Specifically we seek to determine if there is convergence (absolute or conditional), divergence or stratification. A dynamic panel model without exogenous regressors is utilized, and the problem of bias in this specific context is considered. In general, it is concluded that the dynamics of per capita value added of US counties shows conditional convergence and low steady state dispersion. However, in the case of Mexico the dynamics is congruent with stratified growth. This study also finds that manufacturing growth in US counties and Mexican municipalities is divergent through time.

INTRODUCCIÓN

El concepto de convergencia surge de las teorías del crecimiento económico, en que las economías siguen algún proceso de equilibrio dinámico que tiende a algún estado estacionario, es decir, a un equilibrio con alguna tasa de crecimiento que normalmente es positiva. Estas teorías predicen que los países o regiones que describen, convergerán ya sea de manera absoluta al mismo estado estacionario, o de manera condicional a estados estacionarios diferentes, cuyos niveles dependen de los parámetros específicos de cada país o región. En general, el proceso de aproximación al estado estacionario tiene un ritmo exponencialmente decreciente, por lo que la tasa de crecimiento estará inversamente correlacionada con el ingreso.

La convergencia es una propiedad que se puede derivar no sólo de los modelos de crecimiento más sencillos como el de Solow (1956) o Ramsey (1928), sino también de modelos que construyen estados estacionarios cualitativamente diferentes con el objetivo de distinguir, por ejemplo, el desarrollo y el subdesarrollo (Mayer-Foulkes, 2005, 2008a, 2008b y 2009c). En general, la convergencia absoluta implica ausencia total de disparidades entre economías, y es congruente con fundamentos económicos y procesos dinámicos homogéneos. Por otra parte, la presencia de convergencia condicional solamente constituye prueba de que los procesos económicos tienden, de manera individual, a estados estacionarios, sin distinguir cualitativamente entre éstos. En general, los procesos dinámicos estarán determinados por la acumulación de capital, capital humano, la investigación o adopción tecnológica, o por otros determinantes del crecimiento econó-

mico. Diversos subconjuntos de economías podrían tender a equilibrios cualitativamente diferentes, caracterizados por determinantes principales distintos.

La correlación parcial negativa entre la tasa de crecimiento y el ingreso inicial, una vez que se incluyen diversos controles en la regresión, es uno de los hallazgos más comunes encontrados en la bibliografía empírica de países, reseñada por ejemplo en Levine y Renelt (1992), resultado que es congruente con convergencia condicional. Resultados similares han sido obtenidos para los casos de las regiones de Europa o las prefecturas japonesas (Barro y Sala-i-Martin, 1992) y para los casos de los condados estadounidenses, finlandeses y suecos, como reseñaremos posteriormente. Debe resaltarse, sin embargo, que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que es por lo común utilizado en los estudios empíricos que usan datos de sección cruzada, produce resultados sesgados e inconsistentes, por lo que las inferencias podrían ser incorrectas, a menos que exista un alto grado de control de las diferencias entre economías.

El objetivo del presente artículo es examinar las hipótesis de convergencia de manera comparativa para el caso de la producción manufacturera *per capita* de los municipios de México y los condados de los Estados Unidos. Esta división subregional tiene la ventaja de ofrecer una mayor cantidad de información. Contamos con la producción manufacturera agregada de 2 149 municipios mexicanos en los años 1989, 1994 y 1999. Para los Estados Unidos contamos con 1 790 condados para los años 1987, 1992 y 1997. De lo anterior, se puede observar que disponemos solamente de tres puntos temporales, no obstante la existencia de un gran número de municipios en cada caso que nos permitirá utilizar estimadores de panel consistentes en la dimensión de sección cruzada.

Es importante remarcar que para los Estados Unidos los estudios de convergencia más desagregados que el estatal son escasos, y en el caso de México son inexistentes, por lo que el presente estudio busca aportar un importante eslabón, al concentrarse en información de condados y municipios, respectivamente. En términos de comportamiento, consideramos que debido a que el flujo de factores seguramente es más libre y homogéneo en los Estados Unidos, donde la infraestructura está establecida para tal fin, el proceso de equilibrio en los condados de los Estados Unidos será más fluido y con tasas de convergencia mayores que en el caso de los municipios de México, donde en cambio existen más rigideces de mercado. Por tanto, se espera que las tra-

yectorias de los estados estacionarios tiendan a centrarse más en el caso de los Estados Unidos.

En efecto, los resultados de este estudio sugieren que las economías manufactureras de México y los Estados Unidos divergen en el tiempo y que al interior de los Estados Unidos existe un proceso de convergencia condicional, mientras que al interior de México existe un proceso de crecimiento estratificado, definido por la ausencia de dinamismo y donde las disparidades entre municipios tienden a mantenerse a lo largo del tiempo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección I reseñamos algunos estudios de convergencia para México y otros países, en particular a nivel regional. En la sección II examinamos los métodos econométricos utilizados para estudiar la convergencia, y en la sección III presentamos la metodología y los principales resultados de este estudio. Finalmente ofrecemos las principales conclusiones.

I. ESTUDIOS DE CONVERGENCIA PARA MÉXICO Y OTROS PAÍSES

1. *Metodologías utilizadas para estudiar la convergencia*

La convergencia resume la idea de que las economías se aproximan a lo largo del tiempo a una situación de equilibrio en su crecimiento. En el caso de este artículo, se investiga cualitativamente la dinámica de la manufactura municipal mexicana y, paralelamente, el caso de los condados estadounidenses. En términos más técnicos, la bibliografía de convergencia emplea dos conceptos: convergencia y convergencia. Existe convergencia si la dinámica del ingreso *per capita* es estable. Cuando se utilizan datos transversales o de sección cruzada, lo anterior implica una relación negativa entre la tasa de crecimiento del ingreso *per capita* y el nivel inicial de ingreso. Existe convergencia cuando la dispersión del ingreso real *per capita* de un conjunto de economías disminuye en el tiempo. Suponiendo que la varianza de los choques que afectan el producto *per capita* se mantiene constante, una tasa de convergencia es condición necesaria para una convergencia sostenida. Por otro lado, el valor esperado de crecería sin límite si fuese igual a la unidad.

Existen distintos enfoques de regresión para estudiar la convergencia, entre los cuales destacan el enfoque de corte transversal, el enfoque de panel, el enfoque de series de tiempo y el enfoque de distribución. Uno de los pro-

blemas que tienen los estudios de corte transversal es que al tratar el nivel de tecnología como parte del término de error que no está correlacionado con el resto de las variables de la regresión, se incurre en un problema de sesgo por variable omitida. Se puede corregir este problema permitiendo diferencias tecnológicas entre países mediante efectos individuales, que controlan la parte no observable y no medible de la tecnología, lo cual puede hacerse utilizando datos tipo panel.

Otro de los problemas de los estudios de corte transversal es el sesgo de endogeneidad, debido a que las variables que por lo común se incluyen en un estudio de convergencia, como la tasa de inversión o la tasa de crecimiento de la fuerza laboral, se determinan conjuntamente con el crecimiento del producto. Desafortunadamente, la mayoría de los estimadores de panel, tales como los mínimos cuadrados con variables ficticias (MCVF), el estimador de mínima distancia (MD) de Chamberlain, el estimador de máxima verosimilitud (EMV) no condicional, los mínimos cuadrados con variables ficticias corregidos (MCVF_c), entre otros, están sujetos a este problema potencial. Al respecto, Maddala (1995) afirma que el uso de estimadores de momentos (MGM) y los estimadores mediana-insesgados constituyen esfuerzos valiosos, que pueden producir resultados diferentes y más confiables respecto a la convergencia.

La mayor parte de los estudios realizados sobre convergencia derivan una regla mnemónica: las economías convergen a una velocidad de aproximadamente 2% por año. Sin embargo, Quah (1996) argumenta que la estructura económica no puede ser la fuente de esta tasa de 2% frecuentemente encontrada. Más bien, observa que tal uniformidad se debe a las consecuencias estadísticas de una raíz unitaria en datos de series de tiempo. Además, encuentra que hay “clubes de convergencia” al principio y al final de la distribución del ingreso a través de los países: los ricos se vuelven más ricos, los pobres más pobres y la clase media se desvanece. Concluye que las coaliciones o grupos de convergencia se forman endógenamente y que se generan diferentes dinámicas de convergencia, dependiendo de la distribución inicial de las características de los países, como polarización, estratificación, divergencia y *overtaking*.

Críticas como la anterior, y las pruebas de distintos resultados respecto a las tasas de convergencia, han llevado a un debate respecto a cuál es el método correcto para estimar una tasa de convergencia, por lo que a lo largo de los años recientes han surgido diversos estudios que aplican distintas meto-

dologías, obteniendo en su mayoría tasas que difieren de la regla mnemónica del 2%, como en los estudios que se señalan a continuación.

Cermeño (1999a), a diferencia de otros trabajos, extiende la estimación de mediana-insesgada para series de tiempo autorregresivas de raíz unitaria de Andrews (1993) a modelos dinámicos de efectos fijos. El método explota el hecho de que, aunque los MCVF (LSDV por sus siglas en inglés) son inconsistentes y sesgados en muestras finitas, son sin embargo relativamente eficientes. Evans y Karras (1996a) investigan si existe convergencia entre 48 estados de los Estados Unidos, y si ésta es absoluta. Estos autores encuentran que los estados convergen; sin embargo, esta convergencia no es absoluta. Finalmente, estudios como los de Grier y Tullock (1989) y Piedrahita (1996) encuentran tasas de convergencia de entre 2 y 6.7%, condicionando sus estudios al comportamiento de variables como el crecimiento poblacional, el cambio en la inflación y la inversión bruta real como proporción del PIB real, entre otras.

La bibliografía publicada más recientemente del tema está explorando cada vez más la existencia de clubes de convergencia (Mora, 2005) y utiliza diversos métodos de estimación, como los instrumentos de estadística espacial, que permiten identificar claramente la dependencia espacial, heterogeneidad espacial y escala espacial para determinar la presencia de *clusters* dependiendo de la distribución del ingreso *per capita* regional (Dallerba, 2005). Están también, entre otros, los métodos en dos etapas de Badinger *et al* (2004) en paneles dinámicos con dependencias espaciales, en los cuales, en una primera etapa, se realiza una filtración espacial de las variables para aislar la dependencia espacial y, en una segunda etapa, se aplica los estimadores estándares MGM. Todas estas nuevas tendencias muestran la importancia de distinguir con más profundidad la fisonomía de crecimiento y convergencia.

2. *Pruebas de convergencia en condados (Finlandia, Suecia, Estados Unidos y Europa)*

El estudio más parecido al enfoque de este trabajo que encontramos respecto a los condados de los Estados Unidos es el de Higgins, Levy y Young (2003), quienes usan datos de condados que consisten en 3 058 observaciones para estudiar la determinación del crecimiento y medir la velocidad de convergencia del ingreso. Señalan acertadamente que los datos de condados son particularmente valiosos para estudiar la convergencia, porque permi-

ten estudiar una muestra con homogeneidad considerable y movilidad excepcional de capital, trabajo y tecnología, sin sacrificar los beneficios de un gran número de unidades de corte transversal.

Los autores afirman que su estudio hace cuatro contribuciones a la bibliografía empírica de crecimiento: *i*) 3 058 observaciones llevan a estimadores más precisos; además, como los datos son recabados por una sola institución, hay uniformidad en las definiciones; no hay variación de tipo de cambio y la variación de precios es mucho más pequeña entre condados que entre países, incluyendo las ventajas señaladas en el párrafo anterior; *ii*) tener tal número de observaciones permite examinar no sólo la muestra completa, sino también dividirla en grupos regionales y en grupos metropolitanos y no metropolitanos; esto permite controlar por heterogeneidad a través de regiones al momento de la estimación, lo que es importante según Brock y Durlauf (2001); *iii*) utilizaron casi 40 variables condicionantes y aún así pueden mantener suficientes grados de libertad; *iv*) emplean una variante de corte transversal del enfoque de mínimos cuadrados en dos etapas (MCDE, o 2SLS por sus siglas en inglés), que según Evans (1997) produce estimadores consistentes en comparación con los estimadores de MCO.

Sus principales conclusiones son las siguientes. Primera, la tasa de convergencia condicional estimada está entre 6 y 8% al utilizar el método de MCDE. Segunda, existe una gran variación en las tasas de convergencia regional. Tercera, el porcentaje de población de un condado empleado por el gobierno, tanto federal como estatal o local, está negativamente correlacionado con el crecimiento económico. Cuarta, hay una relación no lineal entre el crecimiento económico y medidas del acervo de capital humano *per capita*. Finalmente, la amplia presencia de la industria financiera, de seguros, de bienes raíces y de entretenimiento se correlaciona positivamente con el crecimiento económico. El periodo de estudio es de 1970 a 1998, y es de notar que para la región de Nueva Inglaterra se obtienen dos tasas divergentes, lo que trae a colación los resultados de Sherwood-Call (1996) y Button y Pentecost (1993), que registran divergencia durante los años ochenta para los Estados Unidos (Juan-Ramón y Rivera-Bátiz, 1996). Es decir, en ocasiones se observa divergencia incluso en los Estados Unidos.

Pekkala (1999) evalúa en qué medida las provincias finlandesas y sus subregiones han convergido en términos de sus productos brutos regionales (PBR) *per capita*. Estiman la convergencia y usando el método de Barro y Sala-i-Martin (1992), encontrando que de 1960 a 1980 hay rápido crecimen-

to económico y gran convergencia, con tasas estimadas de entre 0.012 y 0.05, mientras que después de 1980 hay crecimiento más lento y divergente, con tasas estimadas de entre 0.015 y 0.001. Además, el mismo autor evalúa el desempeño relativo del crecimiento y la dinámica de convergencia en corte transversal para las provincias y subregiones, mediante matrices de transición con cadenas de Markov, encontrando una considerable movilidad dentro de la distribución en las subregiones. De lo anterior deriva un punto muy importante que da fundamento al tipo de análisis que se realiza en el presente artículo: tanto la clasificación regional como el método usado pueden afectar los resultados obtenidos en un estudio de convergencia. Margrini (1999), por ejemplo, destaca la importancia de escoger la clasificación regional más apropiada, y en su estudio de las regiones europeas muestra que ocurre convergencia en el ingreso entre regiones más pequeñas, pero no entre regiones más grandes. Esta conclusión de que se encuentran tasas más altas de convergencia entre más desagregados sean los niveles regionales es respaldada por otros estudios como los de Hofer y Wörgötter (1997) y Kangasharju y Alanen (1998).

Actualmente varios autores están analizando el comportamiento de la convergencia regional en regiones europeas con instrumentos de econometría espacial o de dinámicas de distribuciones. Ertur (2006), por ejemplo, detecta tanto dependencia como heterogeneidad espacial en 138 regiones europeas entre 1980 y 1995; muestra, además, que el proceso de convergencia es diferente entre regiones y que la tasa de crecimiento promedio del producto *per capita* de una región afecta positivamente al de sus regiones vecinas. En la misma corriente, Dallerba (2005) detecta la presencia de autocorrelación espacial global en 145 regiones europeas en el periodo 1989-1999, lo cual en la distribución de los ingresos *per capita* regionales se traduce en que las regiones ricas (pobres) tienden a agruparse cerca de las otras de un ingreso similar.

Por su parte, Carrington (2006) aplica técnicas cuantitativas tradicionalmente utilizadas en la toma de decisiones de inversión con incertidumbre, al análisis de convergencia regional en el ingreso *per capita* de 65 regiones de la Unión Europea, ante la entrada en vigencia del Tratado de Maastricht, por medio de dinámicas intradistribucionales con cadenas de Markov. El autor encuentra pruebas de convergencia regional que no es ni rápida ni continua; en otras palabras, las regiones de la muestra presentan alta persistencia en adherirse a varios grupos de ingreso, mientras se puede discernir subperiodos de convergencia y de divergencia en el ingreso *per capita*.

3. Estudios de convergencia en México

Los estudios de convergencia para México se enfocan en el comportamiento de los estados o de las ciudades más importantes del país. No existen estudios que analicen el comportamiento municipal, por lo que el presente estudio aporta un nuevo tratamiento de la convergencia en México, y busca contribuir con nuevas conclusiones respecto al comportamiento del crecimiento nacional.

Esquivel (1999) realiza un análisis de la convergencia absoluta entre los estados y las regiones de México. Estima la tasa de convergencia, ya sea por mínimos cuadrados no lineales (MCNL) para datos en corte transversal, o por un sistema no lineal de regresiones aparentemente no relacionadas (SRNR no lineal) para datos en forma de panel. En su análisis deduce que aunque hay una sólida prueba de convergencia entre los estados entre 1940 y 1995, este fenómeno ocurrió en realidad en dos fases: la primera, de 1940 a 1960, caracterizada por una importante reducción de las disparidades regionales; la segunda, de 1960 a 1995, cuando se detuvo el proceso de convergencia intrarregional y a partir de la cual la distribución regional del ingreso estatal *per capita* ha permanecido relativamente constante, resultado que es congruente con el nuestro.

Por su parte, Cermeño (2001) busca determinar si la dinámica del ingreso por persona de los estados mexicanos durante el periodo 1970-1995 es congruente con un proceso de convergencia absoluta (niveles) o condicional (tasas de crecimiento), encontrando que la dinámica del producto quinquenal por persona durante ese periodo es congruente con convergencia condicional. Además, las tasas de crecimiento de largo plazo encontradas son negativas, lo que es congruente con la desaceleración continua del crecimiento quinquenal estatal. El autor menciona que en los trabajos de convergencia que se han escrito respecto a México (Esquivel, 1999; Navarrete, 1994; Juan-Ramón y Rivera-Bátiz, 1996, y Caraza, 1993) existe el inconveniente de que se supone *a priori* un determinado tipo de convergencia. Implícitamente se suponen estados estacionarios idénticos para todas las entidades federativas, lo que es evidente que podría resultar en un sesgo (por omisión de efectos fijos). En el cuadro 1 se enumeran algunos resultados de convergencia de varios estudios intranacionales.

A diferencia de otros autores, Cermeño (2001) no supone *a priori* la existencia de convergencia absoluta, sino que prueba las hipótesis de conver-

CUADRO 1. Resultados de convergencia de varios estudios intranacionales^a

<i>Estudio^b</i>	<i>Extensión</i>	<i>Núm.</i>	<i>Coef.</i>	<i>NL</i>	<i>Año promedio</i>	<i>T</i>	<i>Convergencia condicionada</i>	<i>N</i>
Afxentiou y Serletis (1998)**	Prov. canadienses	1	0.0146	0	1976	30	0	40
Azzoni (2001)**	Reg. brasileñas	1	0.0056	1	1967	56	0	20
Barro, Sala-i-Martin (1991)**	Estados de EEUU	10	0.0149	1	1942	22	0	46
Barro, Sala-i-Martin (1992)**	Estados de EEUU	17	0.0199	1	1953	24	0	47
Ben-David (1995)**	Reg. de EEUU	1	0.0375	0	1975	23	0	8
Ben-David (1995)**	Estados de EEUU	1	0.0307	0	1975	23	0	47
Caraza (1993)	Estados mexicanos	18	0.0283	0	1980	30	0	32
Cárdenas y Ponton (1995)**	Reg. colombianas	12	0.0342	1	1973	19	0.42	24
Cermeno (2001)	Estados mexicanos	4	0.0275	0	1983	6	0	32
Cervantes (2002)	Reg. mexicanas	40	0.0637	0	1987	6	0	60
Chen y Fleisher (1996)**	Reg. chinas	5	0.0266	0	1980	25	0.60	2 861
Choi y Li (2000)**	Reg. chinas	4	0.0475	0	1986	16	1	1 831
Dayal-Gul y Hussain (2000)**	Reg. chinas	14	0.0106	0.93	1988	8	0.64	3 204
Díaz-Bautista (2003)	Estados mexicanos	6	0.0885	0	1985	30	0	32
Esquivel (1999)**	Reg. mexicanas	5	0.0140	1	1971	28	0	32
Ferreira (2000)**	Reg. brasileñas	16	0.0400	0	1982	19	0.75	23
Hofer y Worgotter (1997)**	Distr. austriacos	7	0.0093	1	1976	18	0	84
Hossain (2000)**	Reg. de Bangladesh	3	0.001	0	1990	10	0	21
Israelí (1997)**	Estados de EEUU	9	0.0121	0	1979	18	0.44	49
Jian <i>et al</i> (1996)**	Reg. chinas	3	0.0040	0	1972	15	0	2 031
Juan-Ramón (1996)**	Reg. mexicanas	5	0.0136	1	1982	10	0	32
Kangashariju (1998)**	Reg. finlandesas	6	0.0242	1	1971	25	0	88

Li <i>et al</i> (1998)**	Reg. chinas	4	0.0297	0	1987	17	0.75	3 318
Mauro y Podrecca (1994)**	Reg. italianas	4	0.0012	1	1972	20	0	20
Nagaraj <i>et al</i> (2000)**	Estados indios	5	0.0206	0.20	1982	24	1	16
Paci y Pigliaru (1997)**	Reg. Italianas	1	0.0003	0	1981	22	0	20
Paci y Saba (1998)**	Reg. italianas	4	0.0100	0	1970	21	0	20
Pekkala (1999)**	Prov. finlandesas	7	0.0249	1	1979	15	0	12
Persson (1997)**	Reg. suecas	11	0.0367	1	1948	22	0	24
Rivera (2001)	Estados mexicanos	7	0.0176	0	1970	59	0	32
Sala-i-Martin (1995, 1996)**	Prov. francesas	3	0.0157	1	1970	40	0.67	21
Sala-i-Martin (1995, 1996)**	Landers alemanas	3	0.0120	1	1970	40	0.67	11
Sala-i-Martin (1995, 1996)**	Reg. japonesas	3	0.0230	1	1973	35	0.67	47
Sala-i-Martin (1995, 1996)**	Reg. españolas	3	0.0210	1	1971	32	0.67	17
Sala-i-Martin (1995, 1996)**	Cond. del Reino Unido	3	0.0263	1	1970	40	0.67	36
Sala-i-Martin (1995, 1996)**	Estados de EEUU	3	0.0200	1	1935	110	0.67	47
Shioji (2001)**	Reg. japonesas	6	0.0888	0	1978	35	1	46
Shioji (2001)**	Estados de EEUU	6	0.2288	0	1983	20	1	47
Siriopoulas y Asteriou (1998)**	Reg. griegas	9	0.0014	1	1983	17	0.67	13
Wei <i>et al</i> (2001)**	Reg. chinas	4	0.0927	0	1991	9	0.75	3 090
Yao y Zhang (2001)**	Reg. chinas	12	0.0413	0	1987	17	1	3 434

FUENTE: Dobson, Ramlogan, Strobl (2003) y elaboración propia.

^a Núm.: número de estimadores del coeficiente de convergencia; Coef.: valor promedio de coeficiente de convergencia; NL: estimación (directa) no lineal del coeficiente de convergencia; Año promedio: año promedio de la muestra; T: número de años cubierto por cada estimación; Conv. Cond.: estimación de convergencia condicional [** estos modelos parten del modelo $(1/T) \log(y_{i,t}/y_{i,t-T}) \log(y_{i,t}^*/y_{i,t-T}) (1/e-T)$ u_{it} , en que * implica niveles de estado estacionario]. Reg.: regiones; Prov.: provincias, Cond.: condados.

^b En el caso de varios de los artículos citados en este cuadro el promediar el valor promedio del coeficiente de convergencia simplifica bastante el análisis en ellos desarrollado o conjunta coeficientes obtenidos con distintos métodos de estimación, así que recomendamos dirigirse directamente al artículo de su interés para información pormenorizada.

gencia absoluta y convergencia condicional, utilizando conjuntamente la prueba LM de Breusch-Pagan (o “prueba de efectos aleatorios”) y la prueba *F* de efectos fijos. Cabe señalar que la posibilidad de no convergencia (1) es descartada *a priori*, aunque el autor realiza pruebas indirectas para confirmar la validez de este supuesto.

Por su parte, Cervantes (2002) analiza la dinámica de la productividad de las manufacturas urbanas de las 60 ciudades más grandes del país, utilizando el valor agregado censal bruto, el personal ocupado total promedio y la productividad. Realiza estimaciones para verificar la convergencia absoluta o la convergencia condicional en los datos recabados. Aplicando una metodología de panel al periodo 1975-2000, obtiene una tasa de convergencia de 5.57% con el modelo de datos agrupados y del 8.04% con el modelo de efectos fijos. Empleando el método de estimación mediana insesgada, que utiliza Cermeño (1999a) para calcular una tasa de convergencia implícita más aproximada a su verdadero valor, se obtiene tasas de convergencia de entre 9.46 y 20 por ciento.

Existen trabajos recientes que incluyen el concepto de innovación. Mendoza y Torres (2002) utilizan el número de patentes como medida aproximada de la innovación tecnológica básica para estudiar la desigualdad regional en México. Los autores encuentran un proceso de divergencia económica regional a partir de 1995. Díaz-Bautista (2003) analiza similarmente el efecto de derramas intrarregionales de capital y de investigación y desarrollo en el proceso de crecimiento, tomando como medidas de esta última variable el número de investigadores por estado pertenecientes al Sistema Nacional de Investigadores en 2000 y algunas variables de educación. Encuentra tasas de convergencia de entre 1.4 y 4.5 por ciento.

Rivera Rivera (2001) plantea como hipótesis central que en México los estados no han crecido a la misma velocidad. En particular, encuentra que los estados con mayores recursos e ingresos han crecido a un ritmo mayor, y los de menores ingresos en menor proporción, lo que ocasiona que la distribución del ingreso entre ellos se deteriore. Analiza la convergencia a nivel estatal mediante el modelo neoclásico de crecimiento, estimándolo por MCO para el periodo 1940-1999. En general, encuentra que durante los últimos 20 años de su estudio los ingresos se acercan cada vez más lentamente, y cambiando el año base de sus regresiones encuentra que en 1993-1999 hay una tasa de convergencia negativa, es decir, divergencia.

Caraza Herrasti (1993) también estudia la convergencia en los estados de

México por medio del modelo neoclásico usual, centrándose en el crecimiento de la producción regional sin considerar la distribución del ingreso. El periodo considerado es 1970-1990 y estudia el PIB estatal real tanto entre la población total del estado como entre la población en edad de trabajo, y otras variables que siguen la pauta utilizada por Mankiw, Romer y Weyl (1992). Sus regresiones presentan evidencia de convergencia para el ingreso *per capita* de los estados del país; el coeficiente de convergencia es significativo, tanto para el caso no condicional como para el condicional, y aumenta entre más variables de control se agreguen.

Otro estudio de convergencia realizado por Juan-Ramón y Rivera-Bátiz (1996) encuentra que existe convergencia y del PIB real *per capita* en los estados y dentro de las regiones entre 1970 y 1985. Sin embargo, encuentra divergencia y entre 1985 y 1993, lo que lleva a afirmar que la convergencia en México está asociada con el crecimiento. Estima la tasa de convergencia con MCNL. Además, encuentra gran variabilidad en las pautas estatales y en las regionales, lo que podría llevar a pensar que el presente trabajo encontrará pautas diferentes para los municipios, cosa que de hecho sucede. A este respecto, Navarrete (1994) propone que para futuras investigaciones se aporten modelos más desagregados, que permitan observar con mayor agudeza el comportamiento de cada estado; este trabajo hace una aportación en este sentido. Juan-Ramón y Rivera-Bátiz (1996) también señalan que las economías industriales más diversificadas tienden a crecer más suavemente que las economías en desarrollo, menos diversificadas. Por ejemplo, las tasas de crecimiento para los Estados Unidos fluctúan entre 0 y 3%, mientras que para México fluctúan abruptamente de un año a otro, en particular a nivel estatal, por lo que de antemano se esperaría que para los condados de los Estados Unidos se encuentre un comportamiento más estable que para el caso de los municipios de México.

II. MODELO ECONÓMICO

1. Antecedentes

Antes de formular la metodología que se utiliza en este artículo, en esta sección se revisa los aspectos más relevantes de la metodología de panel para el estudio de la convergencia. A favor de la metodología de panel, Maddala y Wu (2000) señalan que si no se permite heterogeneidad en el corte transver-

sal y heterogeneidad en el tiempo, se está suponiendo que la teoría detrás del modelo estimado es igualmente aplicable a todas las entidades dentro del estudio —como lo suponen las regresiones “à la Barro” — lo cual no es forzosamente cierto. Islam (1995), por su parte, estudia la convergencia mediante un modelo dinámico de panel que tiene como principal utilidad permitir diferencias en las funciones de producción agregadas de las economías,¹ mediante la introducción de efectos individuales no observables para cada país. Ese autor obtiene dos resultados importantes: las tasas de convergencia condicional estimadas son más altas y los valores estimados de la elasticidad del producto respecto al capital son más bajas, acercándose más a los valores empíricos comúnmente aceptados. Los resultados cambian con el enfoque de panel debido a que se mitiga el problema de sesgo por variable omitida, que en este caso se presenta porque las variables explicativas incluidas están correlacionadas con una función de producción específica por país. En lugar de adoptar el enfoque de datos de panel, otra manera de controlar diferencias en tecnología e instituciones es clasificar los países dentro de grupos similares, lo que Baumol (1986) llamó “club de convergencia”. Esto, sin embargo, puede llevar a un sesgo de autoselección.

Evans y Karras (1996b) señalan que el problema fundamental del enfoque de regresión tradicional es que el supuesto de que el producto *per capita* en los periodos subsecuentes no está correlacionado con el nivel inicial no es creíble. Por ello, el enfoque tradicional produce inferencias inválidas, a menos que las economías tengan estructuras dinámicas autorregresivas de primer orden y que las diferencias permanentes en los productos *per capita* de las economías estén perfectamente controladas.

Dado que las variables ficticias para estimar los efectos individuales en un modelo que incluye un valor rezagado de la variable dependiente generan estimadores sesgados cuando la dimensión temporal del panel (T) es pequeña, y que además, las características de los datos influyen en el desempeño de un estimador, es necesario encontrar una técnica de estimación especial para tratar paneles con distintas dimensiones. A continuación se presentan los estudios más relevantes sobre este aspecto.

Judson y Owen (1996, 1999) encuentran que el sesgo de los estimadores de MCVF, que son simplemente los estimadores de MCO del parámetro autorregresivo (AR) una vez que los efectos individuales específicos son modelados con variables ficticias, es grande y significativo (20%) aun con 30

¹ Como lo señalan Maddala y Wu (2000), una característica común de los estudios empíricos de la convergencia ha sido el supuesto de que los países tienen funciones de producción agregadas idénticas.

observaciones temporales. También encuentran que el procedimiento MGM_1 (método generalizado de momentos) propuesto por Arellano y Bond (1998), el cual es el estimador de MCG (mínimos cuadrados generalizados) aplicado a las primeras diferencias del modelo después de ser premultiplicadas por una matriz de variables instrumentales, tiene mejor desempeño que el estimador MGM_2 , el cual aplica las mismas primeras diferencias transformadas, pero usa los residuales diferenciados estimados resultantes del MGM_1 para aproximar la matriz de covarianza de las perturbaciones. El procedimiento MGM_1 produce sesgos más pequeños y una desviación estándar más pequeña de los estimados, aunque hay una disyuntiva entre el sesgo medio y la eficiencia del estimador cuando se incrementa el número de instrumentos usados.

Encuentran además que todos los estimadores se desempeñan mejor cuando la dimensión de corte transversal N del panel aumenta. El estimador de Anderson y Hsiao (1981) de variables instrumentales (VI), que es el estimador de MCO del parámetro AR una vez que los efectos individuales han sido removidos diferenciando el modelo y que utiliza la variable dependiente rezagada dos periodos como instrumento, produce el sesgo más bajo. El estimador de $MCVF_C$ de Kiviet (1995), que sustrae un sesgo estimado del estimado de $MCVF$ no corregido y requiere los residuales estimados de un estimador consistente de manera preliminar, produce los estimados más eficientes.

Cermeño (1999b) evalúa el sesgo y la eficiencia relativa de varios estimadores dinámicos de datos panel. El uso de estimadores $MCVF$ en paneles características (T pequeño y N grande) no es recomendable, pues el sesgo que producen es apreciable, por lo que se han propuesto otros estimadores: *i*) la estimación de VI de Anderson y Hsiao (1981), que puede ser usada para dimensiones de T tan pequeñas como 2 o 3, siempre y cuando N sea relativamente grande; *ii*) MGM_1 y MGM_2 de Arellano y Bond (1998), sugeridos también por Arellano y Bover (1995) y Ahn y Schmidt (1995), y *iii*) $MCVF_C$ de Kiviet (1995).

En un trabajo anterior Cermeño (1998) investiga el desempeño en sesgo y precisión de varios estimadores dinámicos de datos panel cuando las dimensiones temporales y/o las dimensiones de corte transversal son pequeñas y el parámetro AR es alto (entre 0.8 y 1). Encuentra que el estimador está significativamente sesgado y por tanto sobreestimaré las tasas de convergencia. Encuentra también que el estimador de $MCVF$ está sesgado hacia abajo; los estimadores de MGM_1 y MGM_2 son numéricamente equivalentes y están ses-

gados hacia abajo, e igualan o mejoran al de MCVF, pero definitivamente mejoran al de VI; el estimador de VI da resultados pobres cuando el parámetro AR se acerca a 1. Así, el autor sugiere que otro método para estimar el parámetro AR en muestras finitas y con procesos dinámicos altamente persistentes es corregir el estimador de MCVF por su sesgo negativo, mediante el método de estimación de mediana insesgada.

2. Especificación del modelo

Para México existen 2 149 datos de corte transversal y tres puntos temporales que corresponden a los censos económicos del INEGI de 1989, 1994 y 1999. Para los Estados Unidos existen 1 791 datos de corte transversal para la base en la cual el valor agregado *per capita* es calculado por empleado,² 1 790 para la base en la que el valor agregado *per capita* es calculado por trabajador,³ y tres puntos temporales correspondientes a los *Economic Census* de 1987, 1992 y 1997, realizados por el U. S. Census Bureau.

Dado que disponemos de paneles con gran dimensión de corte transversal y muy pocas observaciones temporales, se presentarán los resultados del método de estimación de variables instrumentales o VI, pues es el que produce el sesgo más bajo de los estimadores, según lo investigado.⁴ El modelo del que se parte es el siguiente:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 y_{it-1} + \epsilon_{it}; \quad i = 1, \dots, N, t = 1, 2, 3 \quad (1)$$

en que y_{it} corresponderá al logaritmo del valor agregado *per capita* de la industria manufacturera para municipios o condados en el periodo t ; ϵ es el

² Los empleados incluyen personal de tiempo completo y de medio tiempo, directores asalariados y ejecutivos de corporaciones. Se incluyen empleados con incapacidad, con días festivos libres y con vacaciones pagadas; no se incluyen propietarios y socios de negocios no incorporados. Incluye a todos los empleados de tiempo completo y medio tiempo en la nómina de establecimientos que trabajaron o recibieron pago durante cualquier parte del periodo de pago, incluyendo el 12 de marzo, mayo, agosto, y noviembre. Las cifras originales se encuentran en miles de dólares de 1987 para el censo de ese año, pero en cifras netas para los censos de 1992 y 1997. Sin embargo, para calcular el valor agregado *per capita* las cifras de todos los censos se convirtieron a cifras netas.

³ Esta variable se refiere a los trabajadores de la producción, que incluye trabajadores (hasta el nivel de supervisor de línea) ocupados en la fabricación, procesamiento, ensamblaje, inspección, recepción, almacenamiento, manejo, empaque, depósito, embarque, mantenimiento, reparación, servicios de vigilancia y portería, desarrollo de producto, producción auxiliar para el uso propio de la planta (como la planta de poder), y otros servicios cercanamente asociados con estas operaciones de producción en los establecimientos cubiertos por el censo. Se excluyen los empleados por encima del nivel de supervisor de trabajo. También se convirtieron los datos a cifras netas para los tres censos.

⁴ Dado que sólo se dispone de tres observaciones temporales, este estimador es equivalente al estimador GMM de Arellano y Bond (1998).

parámetro autorregresivo; α_i son efectos específicos individuales, y γ denota el parámetro de la tendencia temporal y representa el crecimiento tecnológico. El término de error ε_{it} se supone independiente e idénticamente distribuido, con media 0 y varianza σ^2 . El modelo contra el cual se comparará por medio de pruebas de hipótesis para concluir en favor de la convergencia condicional o de la convergencia absoluta es el “modelo de datos agrupados” MDA) en el cual los efectos fijos son idénticos:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Con el fin de obtener el estimador de variables instrumentales se rezagará el modelo (1) un periodo y se le restará al modelo original para eliminar los efectos fijos, obteniendo la siguiente ecuación:

$$(y_{it} - y_{it-1}) = (\gamma_t - \gamma_{t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

en la que $\varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$. Dado que la diferencia en el lado derecho de esta ecuación está correlacionada con ε_{it} , es necesario utilizar variables instrumentales. Existen dos instrumentos posibles: $(y_{it-2} - y_{it-3})$ o y_{it-2} . Sin embargo, para el caso del presente estudio no se tienen más que tres puntos en el tiempo, por lo que solamente contamos con el segundo de estos instrumentos. En el caso de México el modelo por estimar es, entonces:

$$(y_{i1999} - y_{i1994}) = (\gamma_{i1989} - \gamma_{i1999}) + \varepsilon_{i1999} \quad (4)$$

en el que el instrumento por utilizar será γ_{i1989} . La misma estimación se aplica a los condados de los Estados Unidos. Como se sabe, la estimación del modelo anterior por mínimos cuadrados ordinarios produce el estimador de variables instrumentales.

Sin embargo, dado que es posible que existan disparidades importantes entre municipios y/o condados, según sea el caso, procederemos también a evaluar la presencia de heteroscedasticidad y, en caso afirmativo, a reestimar el modelo vía mínimos cuadrados ponderados, utilizando el recíproco de la raíz cuadrada de la varianza de cada municipio/condado como ponderador. Este procedimiento nos permite obtener el estimador VI-MCG (variables instrumentales-mínimos cuadrados generalizados), el cual es más eficiente que el estimador VI descrito líneas arriba.⁵ Una vez obtenidos los estimado-

⁵ Nótese que no es posible evaluar la presencia de autocorrelación dado que (4) es una regresión de sección cruzada, lo cual obviamente se debe a que el panel original solamente tiene tres observaciones temporales.

res, los efectos fijos se obtienen mediante $\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{\bar{y}}$, en que $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\alpha}$ son los parámetros estimados, y_i representa el promedio del valor de la variable de producto *per capita* para los tres años de la muestra; y_{i-1} denota el promedio de la variable de los dos rezagos de la muestra, y \bar{y} indica el promedio de la tendencia con el tiempo.

Utilizamos los efectos fijos estimados para obtener para cada municipio o condado el valor estimado del producto manufacturero *per capita* del estado estacionario. Esto permite observar concretamente los resultados del estudio. Cada estado estacionario sigue el siguiente comportamiento:

$$y_{it}^{**} = y_i^{**} + g^t$$

en que g es la tasa de crecimiento del estado estacionario a lo largo del tiempo. Es sencillo corroborar que en el tiempo medio del estudio

$$y_i^{**} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}^{**} = g^{\bar{t}}$$

En la sección de resultados econométricos se muestran los histogramas de estos estados estacionarios.

Finalmente, el tipo de convergencia presente en los datos se determina de acuerdo con la prueba F para evaluar la existencia de efectos fijos. Si se rechaza la hipótesis nula entonces se acepta que existen efectos fijos y se concluye en favor de la convergencia condicional.

Es importante destacar otras dos posibles líneas de investigación distintas a la desarrollada en este artículo. La primera se refiere a la posibilidad de efectuar un análisis de raíces unitarias y cointegración, dado que las series de ingreso *per capita* podrían tener tendencias estocásticas. Desafortunadamente, como se ha mencionado líneas arriba, el reducido número de observaciones temporales no permite la aplicación de pruebas de raíces unitarias en panel y tampoco es posible realizar un análisis de cointegración por pares para evaluar convergencia. Justamente por esta razón el producto municipal por persona es modelado como un proceso con tendencia determinística o, de modo equivalente, como un proceso estacionario alrededor de una tendencia, y para determinar convergencia se evalúa si las desviaciones del producto por trabajador respecto a una tendencia común son estacionarias o no.⁶

⁶ Debe advertirse también que dado que estamos utilizando el estimador de variables instrumentales las regresiones tienen como variable dependiente a la tasa de crecimiento del producto por trabajador, la cual es una variable estacionaria.

La segunda línea de investigación se refiere a la posibilidad de utilizar regresiones espaciales. Si bien se trata de un enfoque interesante, ciertamente rebasa el objetivo de la presente investigación dado que no se dispone de la información suficiente para instrumentarlo. En cualquier caso debemos remarcar que nuestras conclusiones podrían cambiar al considerar explícitamente una matriz de distancias intramunicipales, cuestión que queda abierta para investigaciones posteriores.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS

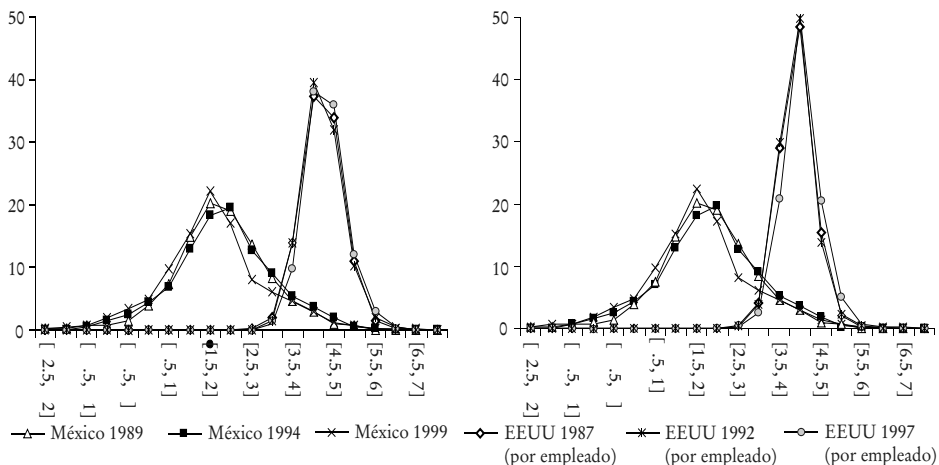
1. *Estadística descriptiva*

En el caso de México utilizamos el valor manufacturero agregado censal bruto real (miles de pesos de 1993) por población ocupada total (producto *per capita* de aquí en adelante) de 2 149 municipios. La desviación estándar del producto real *per capita* disminuyó marcadamente de 1989 a 1994, aunque presentó un ligero aumento hacia 1999. En promedio, el producto real *per capita* de los municipios disminuyó. Si observamos la evolución por quintiles, la baja en el promedio global se debe principalmente a la disminución en el quintil más alto. Para los demás quintiles el cambio es comparativamente muy pequeño.

En general, se observa mucha movilidad a lo largo del tiempo en los municipios que tienen el mayor valor agregado censal bruto *per capita*. Los estados de Coahuila, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Jalisco, el Estado de México, Michoacán, Morelos, Oaxaca, Puebla, Querétaro, San Luis Potosí, Sonora, Tabasco, Tamaulipas, Tlaxcala y Veracruz cuentan con municipios que entran dentro de esta categoría. El estado de Oaxaca posee la mayor parte de los municipios de menor producto *per capita*. Si se analiza las medias de producto para cada estado, los que tienen un mayor producto *per capita* son: Baja California Norte, Coahuila, Distrito Federal, Guanajuato (en el último periodo), el Estado de México, Puebla (en el primer periodo), Tabasco y Querétaro. Por otra parte, los estados que tienen el producto *per capita* más bajo durante el periodo en estudio son: Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Yucatán y Zacatecas.

En el caso de los Estados Unidos, se observa un aumento de la desviación estándar del valor agregado real *per capita*; esto indica que no existe convergencia durante los diez años del estudio. El promedio global del producto

GRÁFICA 1. *Histograma del logaritmo del producto manufacturero por trabajador en los municipios de México y los condados de los Estados Unidos*



real *per capita* ha aumentado a lo largo de los tres años del censo, lo cual indica un incremento de la productividad entre 1987 y 1997. Al analizar la variable por quintiles de producto, se observó que el mayor incremento ocurrió en el quintil más alto, en particular entre 1992 y 1997, mientras que los demás quintiles presentaron un incremento pequeño.

Los estados con mayor producto real *per capita* en cualquiera de los años de estudio son Delaware, District of Columbia, Louisiana, New Jersey, y Wyoming. Mientras tanto, los estados con menor producto de acuerdo con el promedio global a lo largo de los condados son: Alabama, Arkansas, Georgia, Minnesota, Mississippi, Nevada, Utah y Vermont.

La gráfica 1 muestra el histograma del logaritmo del producto manufacturero *per capita* para los municipios de México y los condados de los Estados Unidos. En el caso de México, la mayoría de los municipios se concentran en un rango intermedio de producto *per capita*, y la distribución no está muy sesgada. Hubo desplazamientos de la distribución hacia mayor producto en 1994 y hacia menor producto en 1999. En el caso de los Estados Unidos, la distribución está sesgada hacia la derecha: la mayoría de los condados se encuentran en los rangos más altos de la distribución. Las distribuciones de los tres censos no muestran movilidad apreciable. El producto por trabajador (y sobre todo por empleado) de los Estados Unidos se encuentra menos disperso y en un nivel más alto que el de México.

2. Resultados

El cuadro 2 presenta los resultados más importantes de las estimaciones. Para el caso de México,⁷ la prueba de White arrojó un valor p de 0.594. Esto implica que se acepta la hipótesis nula de no existencia de heteroscedasticidad. Por tal razón en este caso se utilizará el estimador VI sin ponderar. El valor del coeficiente de convergencia es muy cercano a 0 e insignificante estadísticamente, lo que implica una dinámica congruente con crecimiento estratificado. Esto es, las trayectorias de crecimiento de los municipios son esencialmente paralelas, determinadas por sus efectos fijos y por su tendencia temporal. La prueba F , con un valor significativo de 6.986, verifica que los efectos fijos por entidades municipales son significativos.

Para los Estados Unidos, la prueba de White resultó significativa a cualquier nivel de significancia (valor p igual a 0.000) para ambas definiciones de valor manufacturero *per capita*, lo cual sugiere la presencia de heteroscedasticidad, por lo que en este caso se utilizó el estimador VI-MCG, como se describió líneas arriba. Los coeficientes de convergencia fueron significativos y negativos, con un valor absoluto menor a 1, lo que implica un proceso de convergencia oscilatorio. Esto es congruente con un crecimiento fluctuante que se da inicialmente en regiones específicas y luego se extiende a regiones más extensas. Las pruebas F rechazan la hipótesis nula de que no existen efectos fijos,⁸ por lo que se concluye en favor de la convergencia condicional.

CUADRO 2. *Resultados principales de las estimaciones*

<i>País</i>	<i>Coeficiente de convergencia</i>	<i>Coeficiente de crecimiento</i>	<i>Estadístico Durbin-Watson</i>	<i>R² ajustada</i>
México (1989-1999)	0.007259 (0.447)	0.262785 (11.958)	1.915282	0.000373
Estados Unidos (empleados) (1987-1997)	0.051736 (97.935)	0.349754 (164.929)	0.000000	0.999868
Estados Unidos (trabajadores) (1987-1997)	0.086533 (165.685)	0.467154 (202.093)	0.000000	0.998375

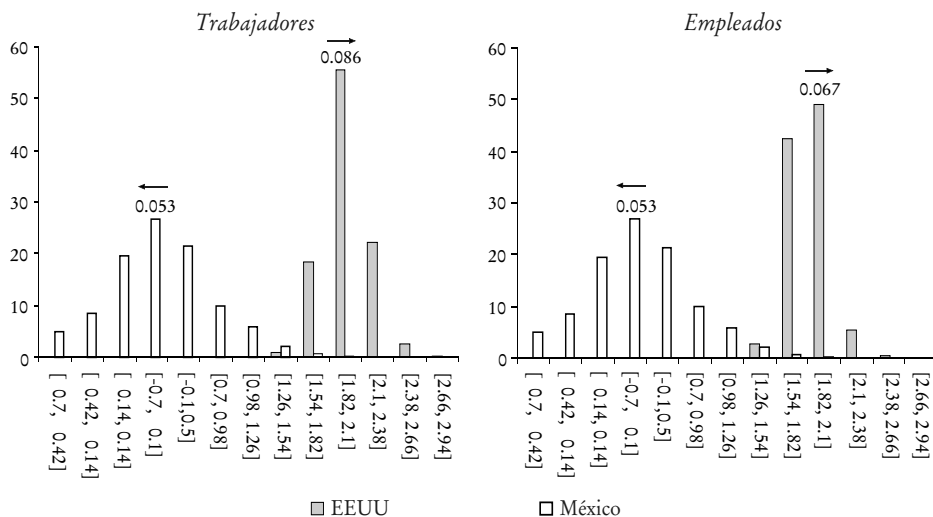
^a Estadístico t entre paréntesis (véase apéndice).

⁷ Con el fin de hacer comparables los resultados, para las regresiones las cifras de México se convirtieron a miles de dólares usando el tipo de cambio promedio del año de cada censo y fueron deflacionados con el índice de precios al consumidor nacional de los Estados Unidos.

⁸ En los casos de producto por empleado y por trabajador los valores de las pruebas F fueron 5.102 y 4.169, respectivamente.

GRÁFICA 2. *Histograma de los estados estacionarios de manufactura per capita y tasa de crecimiento anual para municipios y condados de Estados Unidos*

(Datos laborales de los Estados Unidos para trabajadores y empleados)



La gráfica 2 muestra el histograma de los estados estacionarios para 1994 en el caso de México⁹ (en dólares de 1993) y para 1992 en el caso de Estados Unidos, al igual que la tasa de crecimiento anual que implican los modelos estimados. La gran dispersión de los municipios mexicanos muestra que su producto manufacturero *per capita* no ha estado sujeto a un proceso de convergencia, lo cual es congruente con el resultado de que el crecimiento es estratificado. Por lo contrario, la poca dispersión de la productividad manufacturera en los condados estadounidenses es congruente con los resultados de convergencia encontrados en las estimaciones. La dirección de las flechas colocadas en cada histograma, correspondiente a la dirección de la tasa de crecimiento, indica que el producto *per capita* de los dos países diverge.

CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado si el proceso de crecimiento del producto manufacturero *per capita* en los municipios de México y los condados de los Estados Unidos durante la década que comienza a finales de los años ochenta tiene o no la propiedad de convergencia.

⁹ Se consideró el valor del parámetro autorregresivo, aún sin ser significativo.

Uno de los resultados más destacables de este estudio es que entre los dos países hay divergencia de la productividad en ese periodo, creciendo la estadounidense y disminuyendo la mexicana. En segundo lugar, mientras que el proceso estadounidense muestra convergencia oscilatoria, en el caso mexicano se encuentran resultados congruentes con un proceso de crecimiento estratificado. La dispersión de las productividades es congruente con los resultados anteriores. Los condados se encuentran poco dispersos, mientras que en el caso de los municipios la dispersión de productividades es notoriamente mayor.

La convergencia en el caso estadounidense y su ausencia en el mexicano pueden deberse a la movilidad de factores como el capital en los Estados Unidos y su relativa dificultad en México. Además, puede suponerse que desempeña un papel importante la mejor provisión y homogenización en los Estados Unidos de bienes públicos, como son la infraestructura o el estado de derecho, y la mejor atención a las fallas de mercado, como las que caracterizan la educación. Por otra parte, México se encuentra en una etapa de desarrollo en la que la migración desde zonas rurales aún desempeña un papel importante. Los costos de la migración y la poca planeación urbana podrían ser un freno importante para el crecimiento. En suma, los resultados de este estudio nos permiten inferir que en el caso de México los determinantes principales del crecimiento manufacturero no han fluido hacia las regiones donde más se necesitan.

APÉNDICE. *Estimadores de panel de los parámetros de convergencia y tendencia*^a

<i>País</i>	<i>Coefficiente de convergencia</i>	<i>Coefficiente de crecimiento</i>
MCO		
México	0.719738 (62.205)	0.394273 (14.422)
Estados Unidos (empleados)	0.770793 (69.001)	0.135368 (14.869)
Estados Unidos (trabajadores)	0.802654 (81.962)	0.071872 (7.571)
MCVF		
México	0.305040 (18.189)	0.199630 (11.328)
Estados Unidos (empleados)	0.264163 (11.212)	0.134211 (20.095)
Estados Unidos (trabajadores)	0.267233 (11.680)	0.084654 (12.366)

APÉNDICE (*conclusión*)

<i>País</i>	<i>Coefficiente de convergencia</i>	<i>Coefficiente de crecimiento</i>
VI		
México	0.007259 (0.447)	0.262785 (11.958)
Estados Unidos (empleados)	0.052480 (3.157)	0.352701 (5.077)
Estados Unidos (trabajadores)	0.085416 (5.937)	0.462241 (7.164)
VI-MCG		
México	0.008763 (12.837)	0.264033 (356.835)
Estados Unidos (empleados)	0.051736 (97.935)	0.349754 (164.929)
Estados Unidos (trabajadores)	0.086533 (165.685)	0.467154 (202.093)

^a Estadístico *t* entre paréntesis.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Afxentiou, P. C., y S. Serletis (1998), "Convergence across Canadian Provinces", *Canadian Journal of Regional Science*, 21, pp. 111-126.
- Aghion, P., P. Howitt y D. Mayer-Foulkes (2005), "The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence", *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), febrero.
- Ahn, S. C., y P. Schmidt (1995), "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data", *Journal of Econometrics*, 68, pp. 5-28.
- Anderson, T. W., y C. Hsiao (1981), "Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 598-606.
- Andrews, D. W. K. (1993), "Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive/Unit Root Models", *Econometrica*, 61(1) enero, pp. 139-165.
- Arellano, Manuel, y Stephen Bond (1998), "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD98 for Gauss: A Guide for Users" (disponible en: <ftp://ftp.cemfi.es/pdf/papers/ma/dpd98.pdf>).
- , y Bover (1995), "Another Look at Instrumental Variable Estimation of Error Components Models", *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-52.
- Azzoni, C. R. (2001), "Economic Growth and Regional Income Inequality in Brazil", *The Annals of Regional Science*, 35, pp. 133-152.
- Badinger, Harald, Werner Müller y Gabriele Tondl (2004), "Regional Convergence in European Union, 1985-1999: A Spatial Dynamic Panel Analysis", Routledge, *Taylor & Francis Group*, 38(3), p. 241.

- Baltagi, Badi H. (1995), "Dynamic Panel Data Models", *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 8, pp. 125-148.
- Barro, Robert (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp. 407-443.
- , y Xavier Sala-i-Martin (1991), "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 107-182.
- , y — (1992), "Convergence", *The Journal of Political Economy*, 100(2), páginas 223-251.
- Baumol, William (1986), "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show", *The American Economic Review*, 76(5), pp. 1072-1085.
- Ben-David, D. (1995), "Trade and Convergence Among Countries", Discussion Paper núm. 1126, Centre for Economic Policy Research, Londres.
- Brock, W., y S. Durlauf (2001), "Discrete Choice with Social Interactions", *Review of Economic Studies*, 68(2), abril, pp. 235-260.
- Button, K., y E. Pentecost (1993), "Regional Service Sector Convergence", *Regional Studies*, 27(7), pp. 623-646.
- Caraza Herrasti, María Inés (1993), "Convergencia del ingreso en la República Mexicana", tesis para obtener el título de licenciado en Economía, ITAM, páginas 1-58.
- Cárdenas, M., y A. Ponton (1995), "Growth and Convergence in Columbia", *Journal of Development Studies*, 47, pp. 5-37.
- Carrington, Anca (2006), "Regional Convergence in the European Union: A Stochastic Dominance Approach", *International Regional Science Review*, 29(1).
- Cermeño, Rodolfo (1998), "Performance of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models", Documento de Trabajo del CIDE, núm. 103, pp. 1-14.
- (1999a), "Median-Unbiased Estimation in Fixed-Effects Dynamic Panels", *Annales d'Économie et de Statistique*, 55-56, pp. 351-368.
- (1999b), "How Accurate are Dynamic Panel Data Estimators in Macro Contexts?", pp. 1-13.
- (2001), "Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXVIII (4), núm. 272, pp. 603-629.
- Cervantes Martínez, María del Rosario (2002), "Un análisis de convergencia de la productividad de las manufacturas urbanas en México: 1975-1998", Tesis de la Universidad de Guadalajara, Centro Universitario de Ciencias Económico-Administrativas, Departamento de Estudios Regionales, INESER.
- Chen, J., y B. M. Fleisher (1996), "Regional Income Inequality and Economic Growth in China", *Journal of Comparative Economics*, 22, pp. 141-164.
- Choi, H., y H. Li (2000), "Economic Development and Growth Convergence in China", *Journal of International Trade and Economic Development*, 9, pp. 37-54.

- Corrado, Luisa, Ron Martin y Melvyn Weeks (2005), "Identifying and Interpreting Regional Convergence Clusters across Europe", *The Economic Journal*, 115, pp. 502, 133.
- Dallerba, Sandy (2005), "Distribution of Regional Income and Regional Funds in Europe 1989-1999: An Exploratory Spatial Data Analysis", *The Annals of Regional Science*, 39(1), p. 121.
- Dayal-Gulati, A., y A. Hossain (2000), "Centripetal Forces in China's Economic Take-Off", IMF Working Paper núm. 14/00.
- De la Fuente, Ángel (1997), "The Empirics of Growth and Convergence: A Selective Review", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, pp. 23-73.
- Díaz-Bautista, Alejandro (2003), "Convergence and Economic Growth Considering Human Capital and R&D Spillovers", *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 2(2), pp. 127-143.
- Dobson, Steve, Ramlogan y Strobl (2003), "Why Do Rates of Convergence Differ? A Meta-Regression Analysis", Core Discussion Paper Department of Economics, University of Otago, Nueva Zelanda y CORE, Université Catholique de Louvain, Bélgica, núm. 20, pp. 10-35.
- Domínguez, Enrique (1999), "Determinantes del crecimiento económico en México", *Gaceta de Economía*, año 8, núm. 15, pp. 226-241.
- Ertur, Cem (2006), "The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter?", *International Regional Science Review*, 29(1).
- Esquivel, Gerardo (1999), "Convergencia regional en México, 1940-1995", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXVI (4), núm. 264, pp. 725-761.
- Evans, Paul (1996), "Using Cross-Country Variances to Evaluate Growth Theories", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20, pp. 1027-1049.
- (1997), "How Fast Do Economies Converge", *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), pp. 219-225.
- , y G. Karras (1996a), "Do Economies Converge? Evidence from a Panel of U. S. States", *The Review of Economics and Statistics*, 78(3), pp. 384-388.
- , y — (1996b), "Convergence Revisited", *Journal of Monetary Economics*, 37, pp. 249-265.
- Ferreira, A. (2000), "Convergence in Brazil: Recent Trends and Long Run Prospects", *Applied Economics*, 32, pp. 79-90.
- Fuentes, Noé Arón, y C. M. Fuentes (2002), "Regional Economic Growth in México: An Analysis of Total Factor Productivity", *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 1(2), pp. 93-117.
- Galiani, Sebastián, y Martín González-Rozada (2002), "Inference and Estimation in Small Sample Dynamic Panel Data Models", Documento de la Universidad Torcuato di Tella y la Universidad de San Andrés, Argentina, pp. 1-45.

- García-Verdú, Rodrigo (2002), "Income Dynamics across States in México: 1940-1999", Dirección de Estudios Económicos del Banco de México.
- Grier, Kevin, y G. Tullock (1989), "An Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth, 1951-80", *Journal of Monetary Economics*, 24, pp. 259-276.
- Higgins, Matthew, Daniel Levy y Andrew Young (2003), "Growth and Convergence across the US: Evidence from County-Level Data", Emory University.
- Hofer, H. y A. Worgotter (1997), "Regional Per Capita Income Convergence", *Regional Studies*, 31, pp. 1-12.
- Hossain, A. (2000), "Convergence of Per Capita Output Levels across Regions of Bangladesh, 1928-97", IMF Working Paper núm. 121/00.
- Howitt, P., y D. Mayer-Foulkes (2005), "R&D, Implementation and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs", *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(1), febrero.
- Hsiao, Cheng (1986), "Dynamic Models with Variable Intercepts", *Analysis of Panel Data*, cap. 4, Cambridge University Press.
- Islam, Nazrul (1995), "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), pp. 1127-1170.
- (2003), "What Have We Learnt from the Convergence Debate?", *Journal of Economic Surveys*, 17(3), pp. 309-362.
- Izraeli, O., y K. Murphy (1997), "Convergence in State Nominal and Real Per Capita Income: Empirical Evidence", *Public Finance Review*, 25, pp. 555-576.
- Jian, T., J. D. Sachs y A. M. Warner (1996), "Trends in Regional Inequality in China", *China Economic Review*, 7, pp. 1-21.
- Juan-Ramón, V. Hugo y Luis A. Rivera-Bátiz (1996), "Regional Growth in Mexico: 1970-93", IMF Working Paper, Western Hemisphere Department.
- Judson, Ruth A., y Ann L. Owen (1996), "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists", Federal Reserve Board of Governors Papers.
- , y — (1999), "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists", *Economic Letters*, 65, pp. 9-15.
- Kangasharju, A. (1998), "Growth and Convergence in Finland: Effects of Regional Features", *Finnish Economic Papers*, 11, pp. 51-61.
- , y A. Alanen (1998), "Convergence or divergence: Evolution of regional GDP per capita in the nordic countries", Seminar Paper, Structures and Prospects of Nordic Regional Economies.
- Kiviet, Jan F. (1995), "On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 68, páginas 53-78.
- Kosfeld, Reinhold, y Jorgen Lauridsen (2004), "Dynamic Spatial Modeling of Regional Convergence Processes", *Empirical Economics*, 29(4).

- Levine, Ross, y Renelt, David (1991), "Cross-Country Studies of Growth and Policy Methodological, Conceptual, and Statistical Problems", Policy Research Working Paper 608, Banco Mundial.
- Li, H., L. Zinand y I. Rebelo (1998), "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: Evidence from Chinese Provinces", *Economics of Planning*, 32, pp. 117-132.
- Maddala, G. S. (1995), "Specification Test in Limited Dependent Variable Models", en P. C. B. Phillips.
- , y S. Wu (2000), "Cross-Country Growth Regressions: Problems of Heterogeneity, Stability and Interpretation", *Applied Economics*, 32, pp. 635-642.
- Magrini, S. (1999), "The Evolution of Income Disparities Among the Regions of the European Union", *Regional Science and Urban Economics*, 29, pp. 257-281.
- Mankiw, N. Gregory, David Romer y David N. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), mayo, pp. 407-437.
- Mauro, L., y E. Podrecca (1994), "The Case of Italian Regions: Convergence or Dualism?", *Economic Notes by Monte dei Paschi di Siena* 24, pp. 447-472.
- Mayer-Foulkes, D. (2005), "Human Development Traps and Economic Growth", Guillermo López-Casanovas, Berta Rivera y Luis Currais (comps.), *Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications*, MIT Press.
- (2008a), "Globalization and the Human Development Trap", WIDER Research Paper.
- (2008b), "Economic Geography of Human Development: Stratified Growth in Bolivia, Brazil, Guatemala and Peru", disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1287952>.
- (2008c), "The Cognitive Transition in Mexico: Economic Geography and Local Governance Impacts", disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1303867>.
- Mendoza, Jorge Eduardo, y V. H. Torres (2002), "Innovación tecnológica y crecimiento regional en México, 1995-2000", *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 1(3), pp. 187-201.
- Messmacher Linartas, Miguel (2000), "Desigualdad regional en México. El efecto del TLCAN y otras reformas estructurales", Dirección General de Investigación Económica BANXICO, Documento de Investigación núm. 2000-4.
- Mora, Toni (2005), "Evidencing European Regional Convergence Clubs With Optimal Grouping Criteria", *Applied Economics Letters*, 12(15), p. 937.
- Nagaraj, R., A. Varoudakis y M. A. Véganzones (2000), "Long Run Growth Trends and Convergence Across Indian States", *Journal of International Development*, 12, pp. 45-70.
- Navarrete Luna, Juan José (1994), "Convergencia: un estudio para los estados de la República Mexicana", tesis para obtener el título de licenciado en Economía, ITAM, y (1995) Documento de Trabajo núm. 42, División de Economía, CIDE.

- Paci, R., y F. Pigliaru (1997), "Structural Change and Convergence: An Italian Regional Perspective", *Structural Change and Economic Dynamics*, 8, páginas 297-318.
- , y A. Saba (1998), "The Empirics of Regional Growth in Italy, 1951-93", *Revista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*.
- Pekkalä, Sari (1999), "Regional Convergence across the Finnish Provinces and Subregions, 1960-1994", *Finnish Economic Papers*, 12(1), pp. 28-40.
- (2000), "Aggregate Economic Fluctuations and Regional Convergence: The Finnish Case, 1988-1995", *Applied Economics*, 32, pp. 211-219.
- Persson, Joakim (1994), "Convergence in Per Capita Income and Migration Across the Swedish counties 1906-1990", Institute for International Economic Studies, Stockholm University.
- (1997), "Convergence Across Swedish Counties, 1911-1993", *European Economic Review*, 41, pp. 1835-1852.
- Piedrahita Rincón, Augusto (1996), "Crecimiento económico en la América Latina. Estudio basado en el modelo neoclásico", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXV, núm. 259, pp. 339-362.
- Quah, Danny (1996), "Empirics for Economic Growth and Convergence", *European Economic Review*, 40, pp. 1353-1375.
- (1993), "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth", *European Economic Review*, 37, pp. 426-434.
- (1993), "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), pp. 427-443.
- Ramsey, Frank P. (1928), "A Mathematical Theory of Saving", *Economic Journal*, 38(152), pp. 543-559.
- Rey, Sergio, y Mark Janikas (2005), "Regional Convergence, Inequality and Space", *Journal of Economic Geography*, 5(2), p. 155.
- Rivera Rivera, Ricardo Alberto (2001), "Algunas consideraciones sobre las diferencias en el desarrollo económico de los estados de la República Mexicana", tesis para obtener el título de licenciado en Economía, ITAM.
- Sala-i-Martin, X. (1995), "The Classical Approach to Convergence Analysis", Discussion Paper núm. 1254, Centre for Economic Policy Research, Londres.
- (1996), "The Classical Approach to Convergence Analysis", *The Economic Journal*, 106(437), julio, pp. 1019-1036.
- (1996), "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence", *European Economic Review*, 40, pp. 1325-1352.
- Schmidt, P., S. C. Ahn y D. Wyhowski (1992), "On the Estimation of Panel-Data Models with Serial Correlation When Instruments Are Not Strictly Exogenous: Comment", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(1), enero, páginas 10-14.

- Sherwood-Call, Carolyn (1996), "The 1980s Divergente in State per capital Incomes: What does it tell us?", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, pp. 14-25.
- Shioji, E. (2001), "Public Capital and Economic Growth: A Convergence Approach", *Journal of Economic Growth*, 6, pp. 205-227.
- Siriopoulos, C., y D. Asteriou (1998), "Testing for Convergence Across Greek Regions", *Regional Studies*, 32, pp. 537-546.
- Solow, R. M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), pp. 65-94.
- Unger, Kurt, y Luz Consuelo Saldaña (1999), "Industrialización y progreso tecnológico: una comparación entre las regiones de México", *Estudios Sociológicos*, XVII (51) septiembre-diciembre, pp. 633-682.
- Wei, Y., X. Liu, H. Song y P. Romilly (2001), "Endogenous Innovation Growth Theory and Regional Income Convergence in China", *Journal of International Development*, 13, pp. 153-168.
- Yao, S., y Z. Zhang (2001), "Regional Growth in China Under Economic Reforms", *Journal of Development Studies*, 38, pp. 167-186.
- Ziccardi, Alicia (2000), "Cuaderno de la agenda de la reforma municipal. Municipio y región", Instituto de Investigaciones Sociales, UNAM, pp.1-34.

Economic Census: 1987, 1992, 1997, US Census Bureau (CD's adquiridos por el doctor David Mayer Foulkes).

www.inegi.gob.mx: SIMBAD.

www.banxico.org.mx: Información Económica y Financiera.