

Efectos “Spillover” de las Exportaciones en el Crecimiento del Producto Manufacturero en las Entidades Federativas de México.*

José de Jesús Salazar Cantú
jsalazar@itesm.mx

André Varella Mollick
avarella@itesm.mx

Departamento de Economía
División de Administración y Finanzas (DAF)
ITESM-Campus Monterrey
E. Garza Sada 2501 Sur
Monterrey, N.L., 64849 MEXICO
+52-81-8358-2000 (ext. 4305, 4306)
Fax: +52-81-8358-2000 (ext. 4351)

Resúmen: Este trabajo explora la relación positiva entre exportaciones y crecimiento para las 32 entidades federativas de México en 2 momentos (1993 y 1998). Consultamos datos de crecimiento del PIB, migraciones regionales, niveles de bienestar y de personal ocupado para caracterizar la dinámica de la economía mexicana y sus regiones geográficas en los últimos 20 años. Utilizamos el modelo seminal de crecimiento económico de 2 sectores de Feder (1982) como referencia teórica. En nuestro mejor modelo de *panel data*, encontramos que alzas en la tasa de crecimiento poblacional disminuyen el crecimiento económico de la manufactura localizada en el estado. El efecto de la relación capital por producto es, contrariamente a lo esperado, no estadísticamente significativo. El crecimiento de las exportaciones mide los efectos de *spillovers*, que resultan positivos y estadísticamente significantes, aunque muy pequeños.

* Este trabajo fue escrito para su presentación en el coloquio internacional “La mondialisation et ses effets: nouveaux débats, nouvelles approches” a realizarse en la ESCP-EAP en Paris de 24 a 25 de junio de 2003. El estudio es patrocinado por la Cátedra de Investigación en la Agenda Económica de la Frontera Norte de México del ITESM-Campus Monterrey en México. Agradecemos a los participantes de la Cátedra por sus importantes comentarios. Los autores son los únicos responsables por errores u omisiones.

1. Introducción

Hace dos décadas el trabajo seminal de Feder (1982) proponía una nueva base teórica para la discusión de los efectos de exportaciones en el crecimiento económico. Introduciendo dos sectores (de bienes domésticos y de exportables), Feder (1982) supuso que las exportaciones influyen positivamente el producto del sector de domésticos por medio de lo que se conoce por *externalidades (spillovers)*. La racionalidad es que la productividad marginal de factores tiende a ser menor en el sector productor de bienes domésticos, quizás porque en un ambiente más competitivo hay más espacio para innovaciones, adopción de nuevas tecnologías y mejor manejo de los recursos de las empresas. Su análisis de *cross-section* para la media de años de 1964 a 1973 para 31 países concluyó que las productividades marginales de factores son substancialmente mayores en el sector exportador. Una importante implicación es que el crecimiento no deriva solamente de aumentos en capital y trabajo, sino también de la reasignación de recursos del sector menos eficiente (doméstico) para el sector más eficiente (exportador.)

Desde entonces, diversos trabajos han explorado la senda desarrollada por Feder (1982). En los 80s, Jung & Marshall (1985) y Chow (1987) utilizaron las pruebas de causalidad de Granger para investigar la precedencia temporal de exportaciones en el crecimiento económico. En los años 90s, técnicas econométricas de cointegración fueron empleadas por Bahmani-Oskooee et al. (1991) y Ekanayake (1999) en un intento de reexaminar la proposición bajo nuevos avances. Aún más recientemente, trabajos como el de Lee & Huang (2002) consideran distintos regímenes en el comportamiento de las series de tiempo por medio de *threshold analysis* que consideran quiebres sustanciales en las series económicas. Esto puede ser particularmente relevante en economías en

transición donde los cambios son demasiado grandes debido a la apertura económica. El enfoque alternativo de Jin (2002) encuentra, por medio de vectores autoregresivos, soporte para la relación entre exportaciones y crecimiento para las 4 mayores provincias coreanas de su muestra. Zhang (2001) aplica la metodología para efectos de inversión extranjera directa (IED) en el crecimiento económico de las provincias de China.

Sin embargo, ningún estudio se ha enfocado en la relación entre exportaciones y crecimiento, con datos por estado, en una estructura de panel de datos. Esta es precisamente la metodología de este trabajo. Interpretamos los diferentes modelos desarrollados por Feder (1982) en dos momentos de tiempo (1993 y 1998) para los 31 estados y el Distrito Federal de la República mexicana. Para motivar nuestra investigación de una perspectiva más amplia, consultamos datos de crecimiento del PIB, migraciones regionales, niveles de bienestar y de personal ocupado para caracterizar la dinámica en los últimos 20 años de la economía mexicana por regiones geográficas.

En nuestro mejor modelo empírico, encontramos que alzas en la tasa de crecimiento poblacional de un estado disminuyen el crecimiento económico de su manufactura. El efecto de la relación capital/producto es, contrariamente a lo esperado, no estadísticamente significativo. El crecimiento de las exportaciones mide los efectos de *spillovers*, que resultan positivos y estadísticamente significantes, aunque muy pequeños.

Este trabajo se compone de 5 secciones. En la sección 2 presentamos el marco teórico y las hipótesis de este estudio. La sección 3 discute las fuentes de datos, presenta las gráficas de dispersión de las variables en los dos momentos de tiempo, así como otras estadísticas de apoyo para los últimos 20 años. La sección 4 reúne los principales resultados empíricos del artículo y la sección 5 presenta extensiones para trabajos futuros.

2. El Referencial Teórico

De Feder (1982) se obtienen los modelos econométricos (para $i = 1, 2, \dots, 32$ entidades federativas y $t = 1, 2$ periodos) a continuación:

$$dY/Y = \alpha_1 K/Y + \alpha_2 dL/L + \alpha_3 (dX/X) (X/Y) + \varepsilon \quad (1)$$

$$dY/Y = \alpha_1 K/Y + \alpha_2 dL/L + \alpha_3 (dX/X) (X/Y) + \alpha_4 dX/X + \varepsilon \quad (2)$$

$$dY/Y = \alpha_1 K/Y + \alpha_2 dL/L + \alpha_4 dX/X + \varepsilon \quad (3)$$

$$dY/Y = \alpha_1 K/Y + \alpha_2 dL/L + \varepsilon \quad (4),$$

donde: dY/Y representa la tasa de crecimiento del PIB manufacturero por estado; K/Y mide la relación capital/producto; dL/L mide la tasa de crecimiento de la población de un estado dado; $(dX/X) (X/Y)$ captura externalidades de exportación; y dX/X mide la tasa de crecimiento de las exportaciones. Se espera que α_1 sea positivo pero pequeño, mientras que $\alpha_2 > 0$ si exceso de trabajo no es la situación existente. En (1) se puede mostrar que $\alpha_3 = [\delta/(1+\delta) + F_x]$, donde δ mide un factor que diferencia las productividades marginales de cada sector (exportables o no-exportables) con respecto a cada factor (K, L). Si $\delta > 0$, las productividades marginales de factores son mayores en el sector exportador. Si $F_x = 0$, no hay externalidades intersectorales. Se puede descomponer el diferencial de productividad de factores y obtener los modelos (2) y (3). Por supuesto, el modelo neoclásico convencional es representado por (4).

3. Los Datos y Características Generales

Los datos utilizados en este trabajo provienen de diversas fuentes, a saber:

X: exportaciones por estado (originalmente en USD corrientes): Bancomext, World Trade Atlas (base de datos). Para conversión en exportaciones en pesos, se multiplica por el tipo de cambio nominal (s), una media de los 12 meses. El tipo de cambio nominal es la cotización del dólar en pesos mexicanos en el mercado cambiario nacional. Se trata del tipo de cambio interbancario (compra) y proviene del INEGI. Se utiliza el índice general de precios de exportaciones y importaciones (base 1980=100 originalmente) como deflactor de las exportaciones nominales. Para que sea consistente con la definición abajo de capital y producto (con precios base en 1993), se hace una transformación de base, donde se toma también una media de los 12 meses del año.

K: formación bruta de capital fijo (FBKF, en miles de pesos corrientes): Censo Industrial de México para los años de 1993 y 1998. Mide el incremento al monto acumulado de capital del estado. La FBKF ha sido usada como variable *proxy* del monto acumulado de capital [Sharma and Dhakal (1994)]. Como estamos interesados en la proporción capital/producto (K/Y), se utiliza el índice de precios implícitos del PIB (base 1993=100) del INEGI como deflactor.

L: población total por entidad federativa (en personas): Estadísticas de Población del INEGI 1895-2000. Para disponer de una observación (tasa de crecimiento de la población entre los años medios de 1990-1995 y de 1995-2000), suponemos crecimiento constante de la población en el período de 5 años e interpolamos. Este supuesto es de fácil justificación ya que es improbable que la tasa de crecimiento demográfico cambie substancialmente en un horizonte de tiempo de 5 años. La alternativa a esta variable sería

utilizar empleo de la manufactura que es susceptible a variaciones en los ciclos económicos.

Y: **Producto Interno Bruto** (PIB) por entidad federativa (en miles de pesos a precios de 1993): Sistema de Cuentas Nacionales de México del INEGI. Mide el total producido por la industria manufacturera en un año dado.

A continuación se analizan algunos de los cambios socioeconómicos más importantes, que enmarcan el fenómeno de estudio de la presente investigación. Las últimas dos décadas fueron escenario de una importante reforma económica en México, la cual ha implicado la reducción del tamaño del sector público y una orientación de política económica hacia el control inflacionario y la apertura comercial. Ello ha dado pie a una mayor influencia del mercado en la toma de decisiones.

En la tabla 1 podemos observar como este proceso ha significado una redistribución regional de la producción, misma que se redujo en el centro y sur del país, fluyendo hacia las regiones del norte. Dado un crecimiento real del PIB nacional de 67.2% entre 1980 y 2001, podemos ver que el norte del país y la península de Yucatán son las zonas que han logrado crecer por arriba de este promedio nacional. En las últimas cuatro décadas también ha cambiado la configuración poblacional regional de México, misma que ha marchado en forma paralela a los cambios en la producción.

En la tabla 2 se agrupan las entidades federativas de acuerdo a los flujos migratorios que experimentaron en dos periodos, el primero que corresponde a la segunda mitad de la década de los sesenta, cuando las reformas aún no existían y el segundo ya con las reformas. En la tabla a la derecha del nombre de cada entidad aparece un indicador del nivel de bienestar que se estima existe en cada estado.

La búsqueda de medios de subsistencia ha llevado a los mexicanos a cambiar su lugar de residencia, resultando claro que los estados con mayor bienestar [se utiliza la división de bienestar por entidad federativa estimado por Banamex (1998)] son también aquellos que han sido receptores netos de población. Por su parte, las entidades que presentan los niveles de bienestar más bajos han expulsado población tanto hacia otros estados nacionales, como hacia el exterior del país.

Las entidades con menor nivel de bienestar se encuentran ubicadas en la zona del pacífico sur, estas son Chiapas, Guerrero y Oaxaca, zona de alta incidencia sísmica, con una proporción muy pequeña de producción manufactura y más orientados a los servicios y a la producción primaria. Por su parte, solo un estado en cada una de las zonas fronterizas, tanto al norte como al sur del país, no fueron receptores permanentes de población, estos son Coahuila al norte y Chiapas al sur, el resto fueron receptores netos, tanto antes como durante el periodo de la reforma.

Aún con los flujos migratorios observados, el patrón de concentración poblacional hacia el centro del país es casi una constante y ha aumentado ligeramente. La zona centro del país, que agrupa a los estados de Hidalgo, México, Morelos, Puebla y Tlaxcala y el Distrito Federal, contaba en 1965 con el 30% de la población nacional y para 1995 este mismo porcentaje pasó a representar el 32%, siendo la zona que más población recibió en este lapso. Conforme a cifras del XII Censo de Población y Vivienda 2000 para México, la participación del centro en el total nacional sigue siendo la misma para el año 2000.

Por su parte, los trabajadores del sector exportable se han concentrado aún más en la zona norte. A partir de mediados de los ochenta el comercio internacional de México se torna eminentemente manufacturero (alcanzando niveles cercanos al 90% del total

exportado), desplazando casi por completo al sector primario, en el cual si bien existen importantes productos de exportación, su proporción en el total exportado nacionalmente es muy pequeña. Al relacionar los flujos migratorios con la evolución del empleo en la manufactura, observamos que una parte de los estados siempre receptores de influjos migratorios son también aquellos donde el empleo manufacturero ha aumentado.

La tabla 3 muestra como la zona centro del país ha expulsado trabajadores manufactureros que han ido a situarse a otras regiones, más bien hacia el norte del país, donde la actividad maquiladora representó por estos años una opción muy fuerte de ocupación laboral.

Al observar el destino de la producción de las entidades federativas¹, separando entre aquella parte que va al mercado interno versus la que se exporta y sus cambios en los años recientes, podemos ver que hay grandes contrastes. Las entidades que hacen frontera con los Estados Unidos de América (EUA) sobresalen por mucho como las de mayor vocación exportadora, a excepción de Nuevo León, que presenta el menor índice de especialización exportadora (IEE)² de este grupo y que se sitúa por debajo del cociente nacional, los otros cinco estados concentran una alta industria maquiladora de exportación. Por su parte, en el periodo para el cual se cuenta con información de exportación por entidad federativa, que coincide con el del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), en el siguiente cuadro puede observarse como entre 1993 y 2000, el IEE con base nacional = 100, muestra bajas para todos estos estados de la

¹ Solamente existen series con datos de exportaciones por entidad federativa a partir de 1993 y hasta 2000, por su parte estas series aún muestran ciertos problemas ya que cerca de un quinto de la exportación total no cuenta con asignación estatal.

² El índice para cada estado es la proporción que representa la fracción de exportaciones estatales a PIB estatal en comparación con la misma fracción al nivel nacional. Así por ejemplo el 19.82 correspondiente a Aguascalientes nos dice que el cociente de exportación a PIB de ese estado representa casi una quinta parte del mismo cociente para el caso nacional.

frontera norte. Paralelamente, muestra movimientos positivos para 14 de las 32 entidades federativas de México, en su mayoría situadas en el centro del país y que corresponden a niveles de bienestar medio y bajo. En la tabla 4 se muestran los cambios en el patrón de destino de la producción de los estados. Teóricamente los de mayor vocación exportadora antes de la apertura verían aún más incrementada su exportación. Sin embargo, en este caso y ante los problemas que ha enfrentado la maquiladora por cambios en los regímenes fiscales y la sobrevaluación del peso mexicano, entre otros, esto no se observa.

El crecimiento de la exportación manufacturera no-maquiladora explica en buena medida el movimiento que durante los noventa se ha venido dando entre los estados mexicanos. Las observaciones para los estados petroleros son poco significativas si se considera que las exportaciones en esta rama no necesariamente se domiciliaban en el estado productor. Análogamente el estimado para el D.F. también muestra problemas ya que mucha de la exportación atribuida a empresas domiciliadas en este, en realidad tienen sus unidades productoras en estados del interior del país.

Es interesante observar que los estados con un índice bajo de especialización exportadora en 1993, es decir, antes de la entrada en vigor del TLCAN, para el 2000 muestran índices menores aún. Esto corresponde a lo esperado teóricamente si consideramos que la expectativa es que el crecimiento en la especialización sea mayor en los que ya antes de la apertura sostenían una mayor vocación exportadora.

Las figuras de 1 hasta 4 contienen las dispersiones de los datos por estados mexicanos en los dos momentos (1993 y 1998) que serán considerados en la estimación econométrica. En la figura 1 se observan fluctuaciones marcadas en las exportaciones por estado entre los años de 1993 y 1994 y entre los años de 1998 y 1999, un tanto más

acentuadas en el primer subperiodo. En general, las tasas de crecimiento fluctúan en un rango de $\pm 50\%$, con excepción de Querétaro (183%), Veracruz (142%), Tabasco (126%) y Aguascalientes (102%), todas en el subperiodo de 1993-1994, posiblemente impulsadas por el inicio del TLCAN en enero de 1994.

La figura 2a contiene la relación capital/producto, en donde ambas series están a precios constantes de 1993. En general, las series se sitúan entre 0 y 1, con excepción de Campeche (3.9 y 10.8), Baja California Sur (2.4) y Tabasco (2) para los casos en que $K/Y \geq 2$. Si definimos, como medida alternativa, una relación K/L , no tendríamos un valor tan elevado como el de Campeche para 1998, como puede ser visto en la figura 2b. Esta variable servirá para una estimación alternativa al modelo de Feder (1982).

La figura 3 reúne el crecimiento poblacional por estados. En el total de los 32 estados en la primera mitad de los 90s, la tasa de crecimiento poblacional alcanzó 2.03% mientras en la segunda mitad quedó en 1.16%. El estado de Quintana Roo presentó el mayor crecimiento poblacional en los 90s (7.1% y 4.1% en la primera y segunda mita de los 90s, respectivamente.)

La figura 4a contiene la dispersión en la variable dependiente de nuestro estudio: la tasa de crecimiento del PIB por estados. En general, las tasas se sitúan entre +10% y -5%, con algunas excepciones, a saber: Aguascalientes positivamente con +14% y Quintana Roo negativamente con -10%, ambas figuras entre los años de 1993 y 1994. La figura 4b contiene las proporciones de producto per capita (Y/L) que serán utilizadas en el modelo alternativo de crecimiento al de Feder (1982).

4. Resultados Empíricos

Antes de reportar los resultados de nuestras estimaciones, conviene tener en mente los problemas metodológicos principales. El problema al aplicar OLS a las ecuaciones (1)-(4) es que el término constante puede diferir entre los estados mexicanos. En un modelo de crecimiento convencional con una función de producción Cobb-Douglas, la constante contiene el parámetro de productividad que naturalmente varía por estados. El parámetro puede capturar efectos de diferencias de tecnología, de instituciones, de asignación de recursos, etc. [Islam (1995)]. Y también puede estar correlacionado con los regresores. En el contexto de nuestro modelo, la productividad puede, por ejemplo, estar correlacionada con el monto acumulado de capital. Bajo la restricción de que la constante es la misma por estados, entonces habrá un sesgo de variables omitidas que causará estimadores inconsistentes.

Otro problema es la posibilidad de errores de medición. En algunos pocos casos, mencionados en la sección anterior, la formación bruta de capital fijo es mayor que el producto manufacturero del estado. Esto puede reflejar error de medición, particularmente en la variable de capital. Las variables de crecimiento poblacional y de exportaciones por estado deben contener menos problemas de esta naturaleza. Sin embargo, no estamos utilizando empleo de la manufactura y la serie de exportaciones por estado está sujeta al punto mencionado en el pie de página 1.

La endogeneidad de los regresores del lado derecho de las ecuaciones es otro punto a considerar. Intuitivamente, exportaciones deben predecir el crecimiento, pero en muchos casos una alza en el crecimiento del producto puede inducir a nuevo impulso en las exportaciones. Esto requeriría estimación con variables instrumentales: muy

correlacionadas con exportaciones y poco correlacionadas con el error. Borensztein et al. (1998) contiene una discusión de este punto en un estudio de inversión extranjera directa afectando el crecimiento.

La tabla 5 contiene la estimación por efectos fijos. El estimador de efectos fijos permite que el término constante varíe por entidad federativa ($i = 1, 2, \dots, 32$). Se calculan los efectos fijos por medio de una resta de la variable a su media para cada variable y se aplica OLS a los datos transformados. La tabla 6, a su vez, trae los resultados de la estimación por efectos aleatorios. En este caso se supone que el término constante se compone de la suma de una constante común α y de una variable aleatoria constante en el tiempo ($t = 1, 2$) específica al estado (u_i) que no está correlacionada con el error (ε_{it}) del modelo principal. El modelo estimado es el de mínimos cuadrados generalizados (GLS).

En la columna más a la derecha de la tabla 5, el coeficiente de capital tiene un valor muy cercano a cero pero no estadísticamente significativo. El crecimiento del factor trabajo contribuye negativamente con un coeficiente de -1.57 , estadísticamente significativo. Este modelo, sin externalidades, presenta un caso clásico de regresión espuria con una R^2 de 1 y fuerte correlación serial. La matriz de varianza-covarianza está estimada por el método de Newey-West, robusto a heterocedasticidad y autocorrelación.

¿Como introducir “spillovers” o externalidades al crecimiento económico? De acuerdo con la sección 2, tres modelos consideran esta modificación. En el primer caso, tenemos la estimación de la ecuación (1). En la columna 2 de la tabla 5, el término de externalidades medido por α_3 ($((dX/X)(X/Y))$) tiene un valor positivo, aunque pequeño. Resultados similares se encuentran para las ecuaciones en las columnas al centro de la tabla 5. El coeficiente de determinación del modelo es siempre muy cercano a uno,

aunque el problema de correlación serial sea muy grave, como se puede ver en la estadística de DW alrededor de 3.88.

Por medio de efectos aleatorios, los resultados de externalidades se mantienen por lo general pero la estadística de DW es considerablemente mejor. Como se puede ver en los modelos de la tabla 6, la estadística de DW se sitúa entre 1.96 hasta 2.0 en el caso del modelo sin externalidades, reproducido en la columna más a la derecha de la tabla. Esto significa que los modelos no presentan correlación serial en los errores. Sin embargo, los parámetros de α_1 (capital/producto) no presentan significancia estadística, en ningún de los casos, con confianza de 5%. Lo que se obtiene es que una alza en el crecimiento del factor trabajo disminuye el crecimiento en todos los casos al nivel de 10%. La R^2 se sitúa en rangos aceptables para modelos de este tipo: de 0.45 hasta 0.50.

Estos niveles de poder explicativo del modelo son, sin embargo, menores que en los modelos neoclásicos de crecimiento estimados por *panel data*, como, por ejemplo, Miller and Upadyhay (2000).³ Nuestra estimación de los modelos (1)-(4) para los estados mexicanos es muy superior en el modelo de efectos aleatorios. Este modelo requiere que las variables omitidas sean no correlacionadas con las variables incluidas en el lado derecho, un supuesto difícil de justificar.⁴

Con el objetivo de verificar si la estimación del modelo varía mucho bajo una diferente especificación de la de Feder (1982), estimamos un modelo alternativo

³ El modelo estimado por panel data en Miller and Upadyhay (2000) es diferente ya que, en el modelo solamente con capital físico, el producto por trabajador es estimado en función de capital por trabajador y del total de la fuerza de trabajo. En nuestro estudio, en las ecuaciones de (1) hasta (4), tenemos una razón capital/producto y una tasa de crecimiento de la población.

⁴ Pruebas de especificación de Hausman comprueban que el estimador de efectos aleatorios es preferible. De hecho, para todos los modelos de (1) hasta (4), el valor del estadístico de Hausman queda por debajo del valor crítico de la prueba (chi-cuadrado con k grados de libertad, donde k es el número de parámetros). La prueba es diseñada para la hipótesis nula de que el modelo de efectos aleatorios es correcto. En ningún de los casos, se rechaza la hipótesis nula.

explorado para 83 países y 6 periodos de tiempo por Miller and Upadyhay (2000). En la tabla 7, reproducimos los resultados de este diferente enfoque. En el modelo de efectos fijos, la relación del monto acumulado de capital por persona tiene un efecto positivo en el crecimiento de la manufactura (0.032) y el nivel de población tiene un efecto fuertemente negativo (-0.880). Estos resultados son consistentes con los de Miller and Upadyhay (2000), aunque la relación sea más fuerte para la relación capital/trabajo y menos fuerte para el número de personas. Al observar las variables dummy de tiempo, los valores negativos para la dummy1 (valor de 1 en 1993 y 0 en 1998) sugieren que las observaciones en el primer periodo de tiempo contribuyen negativamente al crecimiento. De igual manera, dummy2 (valor de 0 en 1993 y 1 en 1998) es positiva, lo que sugiere que las observaciones en el segundo periodo de tiempo contribuyen positivamente al crecimiento.

De acuerdo con las estadísticas de DW en la tabla 7, los modelos de efectos aleatorios son mejor especificados, contrariamente a lo que encuentran Miller and Upadyhay (2000) pero de acuerdo con De Gregorio (1992). En ambos casos, para panels de países. La superioridad del modelo de efectos aleatorios se confirma por pruebas de Hausman sobre los parámetros del modelo alternativo. Igual que con el modelo de Feder (1982), en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de que el modelo de efectos aleatorios es correcto. Consideramos que el trabajo se beneficiaría de más observaciones en el dominio de tiempo de los que tenemos en la presente versión.

5. Conclusiones

Este trabajo verifica la relación positiva entre exportaciones y crecimiento para los 32 estados mexicanos en 2 periodos (1993 y 1998). Utilizamos el modelo seminal de crecimiento económico de 2 sectores de Feder (1982) como referencia teórica y encontramos que alzas en la tasa de crecimiento poblacional disminuyen el crecimiento económico de la manufactura localizada en el estado. El efecto de la relación capital/producto es, contrariamente a lo esperado, no estadísticamente significativo. El crecimiento de las exportaciones mide los efectos de *spillovers*, que resultan positivos y estadísticamente significantes, aunque muy pequeños.

Con relación a la metodología de panel de datos, encontramos que el modelo de efectos aleatorios es preferible en por lo menos dos aspectos. Primeramente, proporcionan buenas estadísticas de Durbin-Watson, lo que sugiere inexistencia de correlación serial. Segundo, pruebas de especificación de Hausman concluyen que, en ningún caso, se puede rechazar la hipótesis nula de que el modelo de efectos aleatorios es verdadero. Este último es un resultado controvertido en la literatura, ya que Miller and Upadyhay (2000) muestran preferencia por el modelo de efectos fijos y De Gregorio (1992) por el modelo de efectos aleatorios.

Este trabajo permite diversas extensiones. Podríamos considerar modelos de variables instrumentales con el objetivo de disminuir el supuesto problema de endogeneidad [Borensztein et al. (1998)] entre exportaciones y crecimiento. Otra ruta es buscar obtener más información en el dominio de tiempo en vez de los 2 periodos que consideramos. Finalmente, la captura de variables alternativas para el monto de capital acumulado podría disminuir los problemas de error de medición.

Figura 1. Crecimiento de Exportaciones en las Entidades Federativas de México

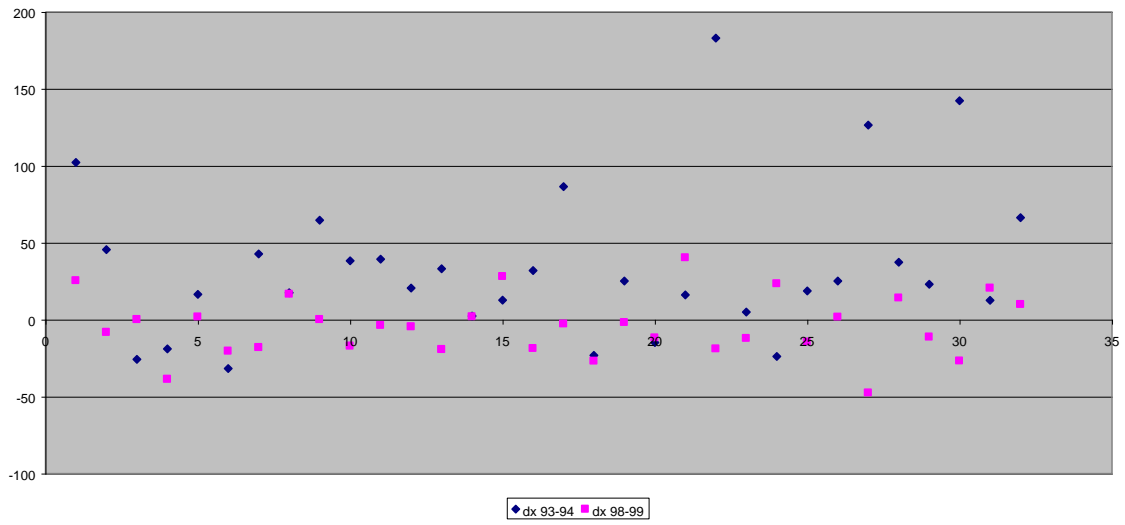


Figura 2a. Proporción de Monto Acumulado de Capital por Producto Manufacturero por Entidades Federativas en México

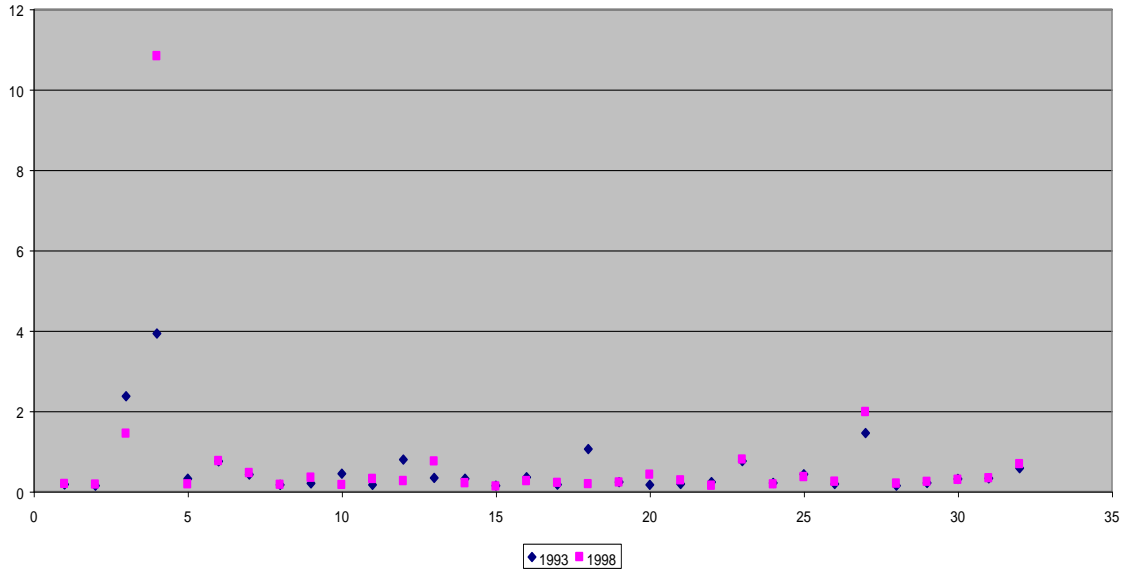


Figura 2b. Proporción K/L (capital por trabajador) en las Entidades Federativas de México

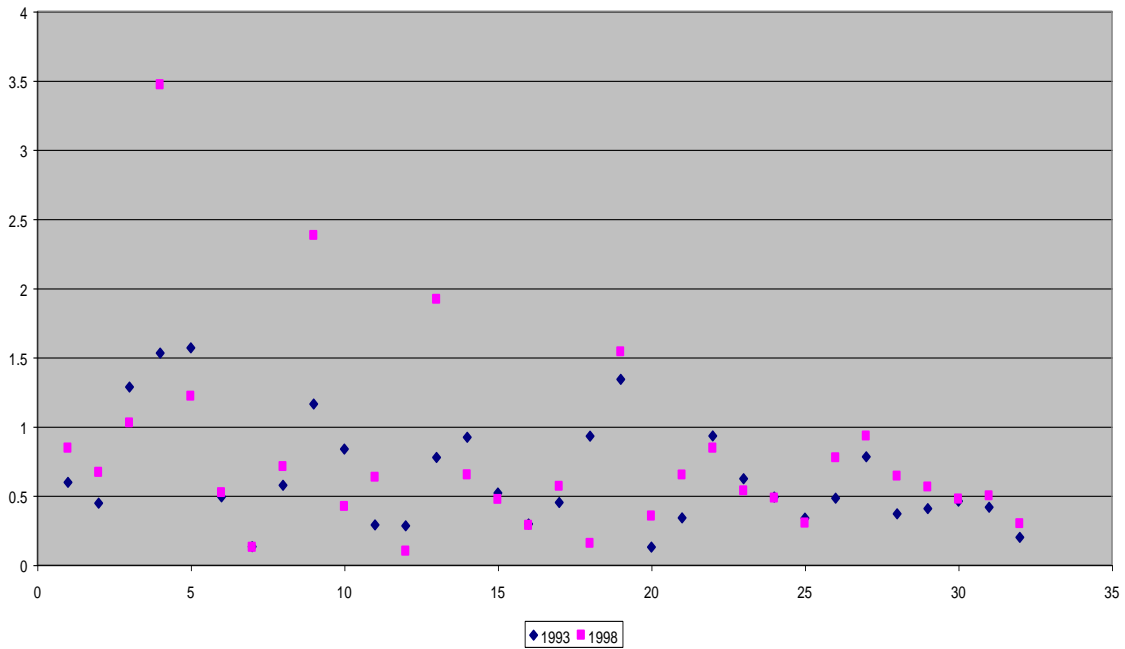


Figura 3. Tasa de Crecimiento Poblacional en las Entidades Federativas de México

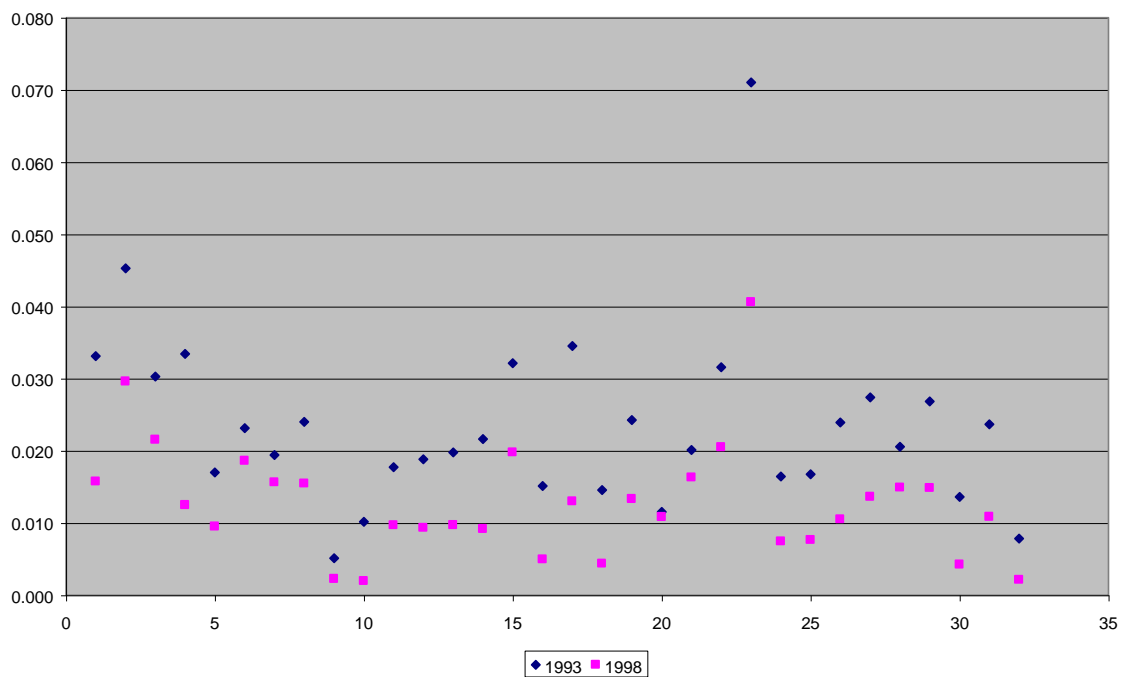


Figura 4a. Tasa de Crecimiento del PIB en las Entidades Federativas de México

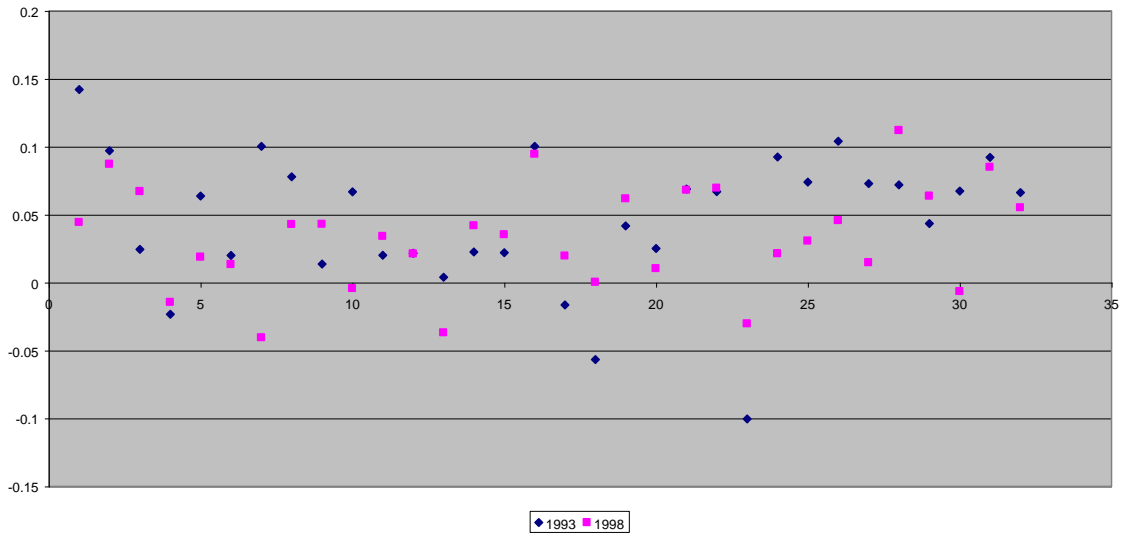


Figura 4b. Proporción de PIB Manufacturero por Trabajador en las Entidades Federativas de México

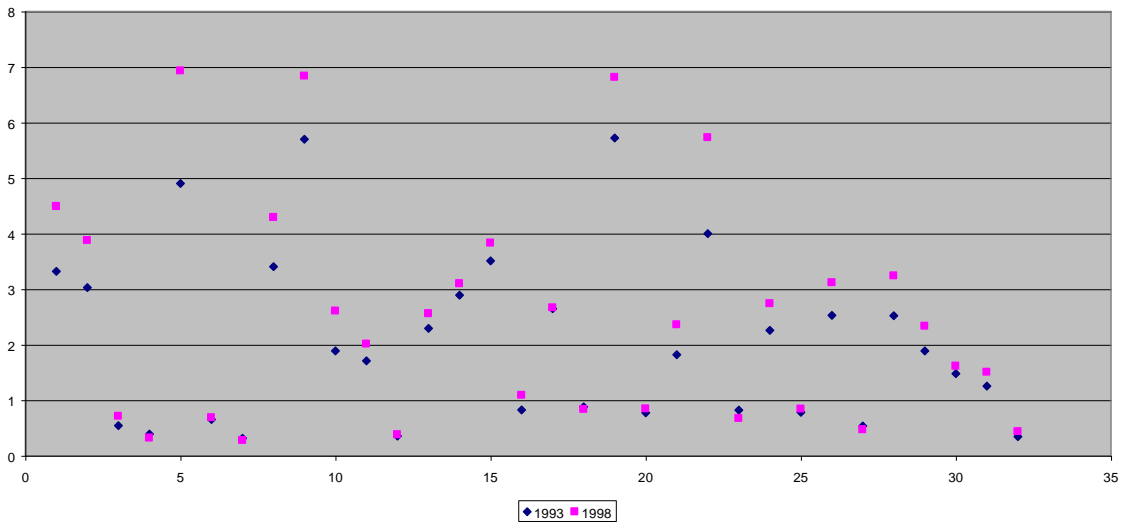


Tabla 1. México: Participación regional en el PIB nacional y crecimiento real (%).

Zona	1980	2001	Crec. del PIB real, 1980-2001
Noroeste	7.20	8.71	102.50
Norte	6.75	8.67	114.61
Nordeste	8.85	10.04	89.74
Centro norte	6.72	8.50	129.00
Centro	42.38	39.85	57.20
Occidente	10.18	9.87	62.28
Golfo	9.78	5.24	-10.53
Pacífico Sur	5.79	4.96	43.28
Península de Yucatán	2.02	4.16	245.42

Fuente: INEGI. Sistema de Cuentas Nacionales.

Noroeste: Baja California, Baja California Sur, Sinaloa y Sonora.

Norte: Chihuahua, Coahuila y Durango.

Noreste: Nuevo León y Tamaulipas.

Centro norte: Aguascalientes, Guanajuato, Querétaro, San Luis Potosí y Zacatecas.

Centro: D. F., Hidalgo, México, Morelos, Puebla y Tlaxcala.

Occidente: Colima, Jalisco, Michoacán y Nayarit.

Golfo: Tabasco y Veracruz.

Pacífico Sur: Chiapas, Guerrero, y Oaxaca.

Península de Yucatán: Campeche, Quintana Roo y Yucatán.

Tabla 2. México: Patrón de migración y niveles de bienestar de las entidades federativas (Comparación entre períodos quinquenales 1965-70 y 1990-95; niveles de bienestar* 1995)

En ambos periodos		Expulsor en los 60's y receptor en los 90's	Receptor en los 60's y expulsor en los 90's
Expulsor neto	Receptor neto		
	Baja California	Baja California Sur	
Chiapas (MB)	(A)	(A)	Distrito Federal (A)
Coahuila (A)	Sonora (A)	Nayarit (M)	Sinaloa (M)
Durango (M)	Chihuahua (M)	Aguascalientes (A)	
Guerrero (MB)	Nuevo León (A)	Jalisco (A)	
Hidalgo (B)	Tamaulipas (A)	Guanajuato (M)	
Michoacán (B)	México (A)	Querétaro (M)	
Oaxaca (MB)	Morelos (A)	Tabasco (B)	
Puebla (B)	Campeche (B)	Yucatán (M)	
	Quintana Roo		
Puebla (B)	(M)		
San Luis Potosí			
(B)	Colima (A)		
Tlaxcala (B)			
Veracruz (B)			
Zacatecas (B)			

* Los niveles de bienestar son 4, A: Alto; M: Medio; B: Bajo; y MB: Muy Bajo.

Fuente: Elaboración propia con datos de: Banamex, México Social 2001.

Tabla 3. México: Personal ocupado en la industria manufacturera por zona geográfica.

Zona	1981	1999	Crecimiento comparativo Nac. = 100
Noroeste	107,652	438,004	314
Norte	147,925	613,791	322
Noreste	240,954	514,411	116
Centro norte	161,714	492,084	209
Centro	1,120,191	1,383,532	24
Occidente	194,483	429,751	124
Golfo	90,814	153,748	71
Pacífico Sur	39,770	119,154	204
Península de Yucatán	35,502	87,847	151
Total nacional	2,139,005	4,232,322	100

FUENTE: INEGI. XII Censo Industrial, 1986 y SIMBAD, INEGI, Censo Económico 1999.

La definición de las regiones se encuentra en la tabla 1.

Tabla 4. México: Índice de especialización exportadora por estado.
Base Nacional = 100

	1993	2000	Crecimiento en %
Aguascalientes	19.82	45.30	128.56
Baja California	411.97	285.42	-30.72
Baja California Sur	43.82	11.56	-73.63
Campeche	8.49	1.75	-79.43
Coahuila	130.91	125.60	-4.06
Colima	7.55	1.52	-79.83
Chiapas	18.02	11.77	-34.70
Chihuahua	502.34	309.96	-38.30
Distrito Federal	110.91	143.08	29.00
Durango	75.21	40.91	-45.61
Guanajuato	31.01	35.10	13.18
Guerrero	3.32	4.12	24.36
Hidalgo	12.53	41.89	234.29
Jalisco	45.38	21.74	-52.11
México	24.60	32.85	33.54
Michoacán	36.31	41.77	15.02
Morelos	11.96	27.16	127.11
Nayarit	9.66	2.36	-75.55
Nuevo León	89.10	79.91	-10.32
Oaxaca	6.88	2.25	-67.25
Puebla	90.70	171.14	88.70
Querétaro	42.98	67.67	57.43
Quintana Roo	5.98	2.68	-55.16
San Luis Potosí	37.41	64.25	71.74
Sinaloa	61.56	34.80	-43.47
Sonora	204.96	174.17	-15.02
Tabasco	2.24	1.04	-53.76
Tamaulipas	376.21	271.37	-27.87
Tlaxcala	20.76	42.41	104.31
Veracruz	17.14	23.70	38.27
Yucatán	20.67	28.56	38.20
Zacatecas	14.97	12.75	-14.80

Fuente: Elaboración propia con datos del World Trade Atlas de Bancomext.

Tabla 5. Estimaciones de Panel con Efectos Fijos.

El modelo más general se escribe por:

$$dY/Y = \alpha_1 K/Y + \alpha_2 dL/L + \alpha_3 (dX/X) (X/Y) + \alpha_4 dX/X + \alpha_5 \text{time-dummy} + \varepsilon$$

Regresores (α 's) ↓	Externalidades (dX/X) (X/Y)	Externalidades (dX/X) (X/Y) and dX/X	Externalidades dX/X	Sin spillovers
α_1	-0.001** (0.0004)	-0.003*** (0.0003)	-0.002*** (0.0003)	0.00001 (0.0004)
α_2	-2.238*** (0.300)	-2.920*** (0.222)	-2.519*** (0.223)	-1.567*** (0.335)
α_3	0.001*** (0.0002)	0.0005*** (0.00009)	0.0004*** (0.00003)	
α_4		0.0003*** (0.00003)		
α_5	0.029*** (0.003)	0.026*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.028*** (0.004)
R² Ajustada	0.95	0.996	0.958	0.999
Est. de D.W.	3.88	3.88	3.88	3.88
Número de observaciones	64	64	64	64

Notas: Para cada una de las especificaciones, el modelo es estimado por el método de efectos fijos (“fixed effects”). Esto implica que diferentes interceptos son estimados para cada estado mexicano en el “pooling”. Dichos términos de intercepto son omitidos en la tabla. La variable dummy de tiempo es definida como 1 en el año de 1993 y 0 en el año de 1998. Suponiendo la presencia de heterocedasticidad en el “cross-section”, se estima una especificación de mínimos cuadrados generalizados (GLS). Los errores estándares en paréntesis son calculados por la matriz de Newey-West y son, por lo tanto, robustos a heterocedasticidad y autocorrelación. El símbolo *** indica rechazo de la hipótesis nula de cero coeficientes al nivel de 1% de significancia, ** indica rechazo al nivel de 5%, y * al nivel de 10%.

Tabla 6. Estimaciones de Panel con Efectos Aleatorios.

El modelo más general se escribe por:

$$dY/Y = \alpha_0 + \alpha_1 K/Y + \alpha_2 dL/L + \alpha_3 (dX/X) (X/Y) + \alpha_4 dX/X + \alpha_5 \text{time-dummy} + \varepsilon$$

Regressors (α 's) ↓	Externalidades (dX/X) (X/Y)	Externalidades (dX/X) (X/Y) and dX/X	Externalidades dX/X	Sin spillovers
α_0	0.050*** (0.011)	0.051*** (0.011)	0.052*** (0.011)	0.051*** (0.011)
α_1	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.006 (0.004)
α_2	-1.068* (0.576)	-1.094* (0.559)	-1.109* (0.569)	-1.054* (0.597)
α_3	0.002* (0.001)	0.001 (0.001)		
α_4		0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	
α_5	0.021** (0.010)	0.012 (0.011)	0.011 (0.011)	0.023** (0.010)
R² Ajustada	0.452	0.469	0.496	0.464
Est. de D.W.	1.985	1.965	1.990	1.997
Número de observaciones	64	64	64	64

Notas: Para cada una de las especificaciones, el modelo es estimado por el método de efectos aleatorios (“random effects”). Esto implica que los interceptos son tratados como variables aleatorias para cada entidad federativa en el “pooling”. Dichos términos de intercepto son omitidos en la tabla. La variable dummy de tiempo es definida como 1 en el año de 1993 y 0 en el año de 1998. El símbolo *** indica rechazo de la hipótesis nula de cero coeficientes al nivel de 1% de significancia, ** indica rechazo al nivel de 5%, y * al nivel de 10%.

Tabla 7. Estimaciones de un Modelo Neoclásico de Crecimiento.

$$\ln y = \alpha_0 \ln A + \alpha_1 \ln k + \alpha_2 \ln L + \alpha_3 \text{ time-dummy} + \varepsilon$$

Regresores (α 's) ↓	Efectos Fijos Con dummy 1	Efectos Aleatorios con dummy 1	Efectos Fijos con dummy 2	Efectos Aleatorios con dummy 2
α_0		-3.939 (2.491)		-4.037 (2.474)
α_1	0.032*** (0.008)	0.064 (0.052)	0.032*** (0.008)	0.064 (0.052)
α_2	-0.880*** (0.080)	0.309* (0.171)	-0.880*** (0.080)	0.309* (0.171)
α_3	-0.216*** (0.010)	-0.100*** (0.035)	0.216*** (0.010)	0.098*** (0.035)
R² Ajustada	1.00	0.98	1.00	0.98
Est. de D.W.	3.88	1.76	3.88	1.76
Número de observaciones	64	64	64	64

Notas: Para la estimación de esta especificación, seguimos el modelo estimado por Miller and Upadhyay (2000), donde aquí Y es el PIB manufacturero por persona; k es el monto acumulado de capital por persona, y L es la población del estado. Las variables dummy de tiempo son definidas así: dummy 1 es definida como 1 en el año de 1993 y 0 en el año de 1998, mientras dummy 2 es definida como 0 en el año de 1993 y 1 en el año de 1998. Para cada una de las especificaciones, el modelo es estimado por el método de efectos fijos o aleatorios (“fixed effects” o “random effects”). Esto implica que los interceptos son tratados como variables fijas o aleatorias, respectivamente, para cada estado mexicano en el “pooling”. Dichos términos de intercepto son omitidos en la tabla. El símbolo *** indica rechazo de la hipótesis nula de cero coeficientes al nivel de 1% de significancia, ** indica rechazo al nivel de 5%, y * al nivel de 10%.

Referencias

- Bahmani-Oskooee, M., H. Mohtadi & G. Shabsign 1991, Exports, Growth and Causality in LDCs: A Reexamination, *Journal of Development Economics* 36, 405-415.
- Banamex, 1998, México Social. México: División de Estudios Económicos y Sociales.
- Borensztein, E., J. De Gregorio, & J-W. Lee, 1998, How does Foreign Direct Investment affect Economic Growth?, *Journal of International Economics* 45, 115-135.
- Chow, P. C. Y., 1987, Causality between Export Growth and Industrial Development, *Journal of Development Economics* 26, 55-63.
- De Gregorio, J., 1992, Economic Growth in Latin America, *Journal of Development Economics* 39, 59-84.
- Ekanayake, E. M., 1999, Exports and Economic Growth in Asian Developing Countries: Cointegration and Error-Correction Models, *Journal of Economic Development* 24 (2), 43-56.
- Feder, G., 1982, On Exports and Economic Growth, *Journal of Development Economics* 12, 59-73.
- INEGI, 2001, XII Censo General de Población y Vivienda 2000. México.
- Islam, G., 1995, Growth Empirics: A Panel Data Approach, *Quarterly Journal of Economics* 110, 1127-1170.
- Jin, J., 2002, Exports and Growth: Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid for Provincial Economies?, *Applied Economics* 34 (1), 63-76.
- Jung, W. & P. Marshall, 1985, Exports, Growth and Causality in Developing Countries, *Journal of Development Economics* 18, 1-12.
- Lee, C. H. & B. N. Huang, 2002, The Relationship between Exports and Economic Growth in East Asian Countries: A Multivariate Threshold Autoregressive Approach, *Journal of Economic Development* 27 (2), 45-68.
- Miller, S. & M. Upadhyay, 2000, The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity, *Journal of Development Economics* 63, 399-423.
- Sharma, S.C. & D. Dhakal, 1994, Causal Analysis between Exports and Economic Growth in Developing Countries, *Applied Economics* 26, 1145-1157.
- Zhang, K. H., 2001, How does Foreign Direct Investment affect Economic Growth in China?, *Economics of Transition* 9 (3), 679-693.