

# EL ROL DE LA INTERACCIÓN ESPACIAL EN EL PROCESO DE REDUCCIÓN O AMPLIACIÓN DE LAS DESIGUALDADES REGIONALES EN MÉXICO, 1930-2004. IMPLICACIONES PARA LA CRISIS

*Wilfrido Ruiz Ochoa<sup>1</sup>*

## **Antecedentes**

La valoración econométrica de la convergencia regional se enfrenta con diversas limitaciones. Por una parte la metodología neoclásica propuesta por Barro y Sala-i-Martin (1991), sólo nos ofrecen tendencias sobre cuál ha sido y cuál podría ser el comportamiento regional de la renta, bajo el fuerte supuesto de que todas las regiones de un país tienden a alcanzar en el largo plazo una tasa de crecimiento del PIB per cápita común y estable: en otras palabras, su madurez las orilla a un estado estacionario estable. Por otra parte, los modelos alternativos de origen endógeno, no permiten dar cuenta de procesos complejos geográficamente diferenciados, y su construcción resulta todavía limitada a un número relativamente pequeño de variables.

La mayor parte de los trabajos sobre convergencia absoluta en México, han adoptado a los estados como la unidad de análisis, siendo muy pocos los que tienen en cuenta los municipios o los espacios metropolitanos (por ejemplo, Gerber, 2000; De León, 2003 y Ortiz y Ruiz, 2009). La razón de ello estriba en las serias limitaciones que existen en el país para construir series comparables a escalas geográficas cada vez más reducidas. Otra restricción tiene que ver el carácter de corto plazo que adoptan la mayoría de los estudios, pues sólo se tiene noticia de tres investigaciones (Esquivel, 1999; Mendoza., 2003; y Calderón, 2005) que incorporan a los años cuarentas o cincuentas de una manera relativamente rigurosa.

Una tercera limitación es la aparente falta de robustez de los resultados cuando se aplican las pruebas “cortando” a mediados de los ochentas, de las cuales derivan resultados divergentes

---

<sup>1</sup> Profesor investigador de El Colegio de la Frontera Norte. Puede recibir comentarios en: [wruiz@colef.mx](mailto:wruiz@colef.mx). Se agradecen las observaciones de José María Mella y Noé Arón Fuentes, así como el apoyo asistencial de Teresa de Jesús Contreras.

poco rigurosos.<sup>2</sup> Frente a este conjunto de trabajos, se encuentran algunos que con mayor o menor rigor señalan que en realidad hubo una tendencia convergente entre mediados de los ochentas y el inicio del TLCAN. En el 2000 por ejemplo, Ruiz Chiapietto (2000) concluyó que había tendencias convergentes para el periodo 1988-1993, sin aportar los contrastes estadísticas correspondientes; y Sánchez-Reaza y Rodríguez-Pose (2002), concluyen que durante 1985-1993 hubo una tendencia a la convergencia que no resultó significativa; en tanto que Rodríguez (2003) afirma que en realidad sí hubo convergencia de 1985 a 1993 y que ésta, no solamente resultó elevada (3.2 por ciento) sino también altamente fiable.

Las aparentes inconsistencias entre los resultados de convergencia absoluta, tanto para la segunda mitad de los ochentas como para los últimos años de los noventas, se asocian no solamente a las ligeras diferencias que se presentan en cuanto a la metodología empleada (la mayoría se apoya en mínimos cuadrados lineales o no lineales), o a la inclusión o no de estados petroleros, sino también al año inicial y final que se defina para valorar el proceso de convergencia o divergencia. De acuerdo a Calderón y Tykhonenko (2006: 375), este hecho conduce a ignorar periodos claves de ajuste durante el cual el ingreso per cápita se acerca a su camino regular, de manera que el abuso en el uso de las observaciones iniciales y finales, provoca una pérdida de información considerable.

Por otro lado, la influencia que tiene sobre los resultados la metodología de estimación empleada es sumamente importante. Por ejemplo, Calderón Aragón (2005) encuentra que si se aplica Mínimos Cuadrados Ordinarios, de 1995 al 2000 se presentó una imperceptible tendencia a la divergencia absoluta no significativa, pero al controlar estos mismos datos por autocorrelación espacial de los errores el patrón encontrado sería hacia la convergencia, lo cual difiere de la tendencia divergente y significativa que encuentran Mendoza y Villeda (2006) para el periodo 1993-2002 si sólo se aplican mínimos cuadrados no lineales.

En pocos trabajos se controla la heterogeneidad de la muestra, ya sea mediante la introducción de variables de control regional o vía estimación de efectos no observables por estado. Lo

---

<sup>2</sup> Por ejemplo, Rivera-Batiz *et.al.* (1996) asegura que durante el periodo de 1985-1993 se presentó una tendencia a la divergencia absoluta sumamente elevada (1.6 por ciento), sin embargo sus estimaciones no resultan significativas aún después de excluir Campeche y Tabasco. En el mismo tenor, Messmacher (2000) reconoció que había pruebas no significativas de divergencia absoluta para el periodo 1985-1993 del orden de 0.5 por ciento, siempre y cuando se excluyera a Campeche; Arroyo García (2000) solamente se apoyó en el análisis gráfico para concluir, que durante 1985-1999 las economías estatales divergieron; y Rodríguez Oreggia (2002) por su parte, encontró una tasa divergente moderada (0.4 por ciento) para el periodo 1988-1999, que no superó el contraste de hipótesis de rigor aún después de excluir los atípicos estados petroleros.

anterior puede generar diferencias en los resultados de consideración, llevando incluso a conclusiones opuestas. En el contexto de los estudios de convergencia de México, se suele controlar la heterogeneidad de la muestra mediante variables de control regional (Esquivel, 1999 y Rodríguez Oreggia, 2002), vía datos de panel (Cermeño, 2001 y Mendoza G., 2003) o por medio de métodos bayesianos que permiten relajar el supuesto de que cada estado tiende a un estado estacionario común. Calderón y Tykhonenko (2006) por ejemplo, concluyen que si se controla la heterogeneidad de la muestra mediante métodos bayesianos, en México se ha dado en realidad una tendencia convergente significativa durante la era del TLCAN (1994-2002), que en promedio es del orden del 2.4 por ciento.<sup>3</sup>

En general, los estudios disponibles estiman tendencias altamente convergentes durante el periodo de los cuarentas, cincuentas y sesentas, que fluctúan entre cuatro y tres por ciento, para luego descender a tasas de 2.5 y hasta 1.5 por ciento durante los setentas. Luego, a partir de mediados de los ochentas se ingresa a un periodo de inestabilidad debido a crisis recurrentes, que dificulta alcanzar resultados concluyentes con las metodologías tradicionales. No obstante, todo indica que a raíz de que inició el periodo de liberalización, el sistema regional se ha rezagado significativamente con respecto al ritmo en que se venía reduciendo la brecha interestatal de la renta hasta la primera mitad de los ochentas.

En este artículo, se parte de la hipótesis de que la relativa inmovilidad estructural de las entidades atrasadas y avanzadas, en cuanto a la posición relativa que han ocupado en la distribución del PIB estatal per cápita (PIBEpc) a lo largo del periodo 1930-2004<sup>4</sup>, obedece entre otras razones: a la existencia de una débil interrelación espacial que contribuye al aislamiento, a débiles efectos de difusión interregional del progreso y en definitiva, a un débil proceso de convergencia entre entidades. Para tal efecto, se contrastan ecuaciones de convergencia beta introduciendo efectos espaciales que, a diferencia de los trabajos de Rodríguez-Pose (1997) y de Calderón Aragón (2002), considera un horizonte de tiempo mayor, incorpora más condicionantes –entre ellos las exportaciones–, y un mayor número de modelos alternativos de especificación.

---

<sup>3</sup> Además –se indica–, que las velocidades de convergencia que muestra cada estado son relativamente consistente con el hecho de que, las mismas disminuyen a medida que las economías se acercan a su trayectoria de equilibrio, tal y como lo pronostica el paradigma neoclásico.

<sup>4</sup> Ver: Ruiz Ochoa (2008).

## **Fuentes de información y construcción de variables**

Se utilizan datos del Producto Interno Bruto por Estado (PIBE) de 1900, y de 1930 al 2004. Estas estadísticas se presentan de manera decenal de 1940 hasta 1970 y en forma quinquenal, a partir de los años siguientes. Las cifras del PIBE de 1970 al 2004, provienen de fuentes oficiales,<sup>5</sup> en tanto que las de 1900 y de 1930 a 1960, resultan por un lado de estimaciones propias y por otro, de diversos ajustes que se introdujeron a las cifras que estimó originalmente De Appendini (sf) para 1900, 1940, 1950 y 1960.

Los datos del PIB estatal de 1930, se estimaron siguiendo la técnica de asignación geográfica relativa del producto (AGERP) que se expone en Ruiz Ochoa (2006: 327-353). Fundamentalmente se corrigieron las cifras elaboradas inicialmente por De Appendini (1972), con estimaciones quinquenales propias del sector industrial, para lo cual se elaboraron ponderadores geográficos sectoriales con base en información procedentes de los censos comerciales y de servicios de 1940; del agrícola-ganadero y poblacional de 1930; y de varias fuentes de naturaleza no censal.

Para el cuidado de la comparabilidad y fiabilidad de las series, se introdujeron cinco ajustes que tienen que ver con: la estimación del PIB estatal de entidades que aún no se encontraban constituidas en 1900 y 1930; la corrección de errores de medida derivadas de los cambios de base y de la clasificación de actividades que ha sufrido el Sistema de Cuentas Nacionales; y con el establecimiento de criterios para distribuir interestatalmente el PIB generado en aguas territoriales durante 1975-1980. Los resultados y el detalle respectivo de estas estimaciones, se presentan en los primeros capítulos de la tesis doctoral del autor.<sup>6</sup>

Para efectos de probar la tesis de convergencia condicional, se utilizaron las siguientes variables de control: i) inversión per cápita –estandarizada mediante un índice de capitalización–; ii) educación promedio, establecida simplemente como años promedio de escolaridad; iii) dotación de infraestructura, que resultó de la media geométrica de tres índices del que se derivó uno global de dotación de infraestructura de vivienda, transporte y

---

<sup>5</sup> Ver: INEGI (1987, 1994, 1999, 2004 y 2006) y SPP (1982 y 1985).

<sup>6</sup> Ver Ruiz Ochoa (2007).

comunicaciones; y iv) capacidad de exportación promedio, referida como el valor de las exportaciones por habitante. Todas estas variables fueron construidas por entidad federativa. Estas variables presentan algunas limitaciones en cuanto a su confiabilidad, cobertura, disponibilidad, pertinencia y alternativas de construcción, lo cual fue abordado de la manera que se indica en el Cuadro 3, donde se señala la fuente, la disponibilidad de datos por periodo y el método para construir cada variable. No siempre los componentes de los índices construidos fueron los mismos por periodos. En parte debido a problemas de disponibilidad o comparabilidad de las estadísticas. La variable más confiable resultó ser educación y las menos inversión. En Ruiz Ochoa (2007), se explican de manera detallada los ajustes que se introdujeron a las cifras originales para permitir la comparabilidad, los criterios de estandarización y los algoritmos aplicados de construcción.

### La ecuación de la convergencia beta

La propuesta econométrica para valorar los patrones convergentes del crecimiento regional, tienen su raíz en el modelo de Solow (1956). Fue planteada inicialmente por Abromovitz (1986) y posteriormente, a raíz de los trabajos iniciales de Barro y Sala-i-Martin (1991 y 1992), se acuñó el término convergencia beta ( $\beta$ ), el cual se deriva del modelo neoclásico de consumo óptimo de Ramsey, Cass y Koopmans del que resulta la siguiente ecuación<sup>7</sup>:

$$\frac{[\log(y_{i,t}) - \log(y_{i,0})]}{T} = a - \frac{[1 - e^{-\beta T}]}{T} \log(y_{i,0}) + u_{i,t}$$

(1)

La anterior especificación no lineal sugiere que, dado un conjunto de economías (nacionales o regionales) que poseen los mismos parámetros estructurales, las mismas convergerán en el largo plazo a un estado estacionario común. De hecho, tales parámetros definen la velocidad de convergencia, dada precisamente por el coeficiente  $\beta$  que se espera sea negativo en caso de verificarse acercamiento de las regiones a su estado estacionario, o positivo en caso de divergencia.

La ecuación (1), plantea una relación inversa entre tasa de crecimiento logarítmica del PIB per cápita estatal -definido por el término de lado izquierdo de la igualdad-, durante el tiempo  $T$ , y el nivel inicial del mismo ( $y_{i,0}$ ). Este modelo no permite que las entidades más pobres puedan

<sup>7</sup> Véase Fuentes, *et. al.* (2005a).

transformarse en las más ricas ya que impone la restricción de  $\beta < 1$ , no habiendo entonces oportunidad de adelantamientos pero si de captura en cuanto a niveles de renta promedio entre estados. Una versión no lineal de la ecuación de convergencia, que permite estimar directamente el parámetro  $\beta$ , es la siguiente:

$$\frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = a - b \text{Ln} (y_{i,0}) + u_i$$

(2)

En este caso "a" funciona como el intercepto de la regresión, en tanto que con "b" se identificarían valores aproximados de la velocidad de convergencia. Al respecto, Pulido (2000:140) argumenta que para periodos largos, la diferencia entre la velocidad de convergencia que arroja el parámetro  $\beta$  en su versión no lineal y el parámetro "b" de la forma lineal puede llegar a ser significativa. Para resolver este problema, en el presente artículo se estima de manera indirecta la velocidad de convergencia  $\beta$  a partir de "b" que por equivaler a:

$$b = \left( 1 - e^{-\beta \cdot t} \right) / t, \text{ puede despejarse como: } \beta = -\ln(1 - tb) / t \quad (3)$$

Dada la velocidad de convergencia, suele ser útil estimar el tiempo necesario para que las economías superen la mitad de la distancia que les separa de su estado estacionario teórico, lo cual es conocido en la literatura como la vida media (indicado como  $\tau$ ). Para ello se aplica la regla de Farmer (1999) de la cual se desprende la relación:  $\tau = -\text{Ln}(2) / \text{Ln}(1 + \beta)$ .

(4)

La convergencia beta condicional indica que en el largo plazo se tenderá a un acercamiento en niveles entre regiones, condicionado a que los factores estructurales que los diferencian no sean lo suficientemente heterogéneos como para asumir que, ni siguen un estado estacionario común, ni reflejan funciones agregadas de producción parecidas. Este hecho conlleva –tal y como lo reconoce el propio Sala-i-Martin–, a que la convergencia neoclásica se presente en el mejor de los casos entre familias de economías similares, como pudieran ser las regiones de un mismo país. De esta manera, a través de la identificación de "clubes de convergencia" la perspectiva neoclásica implícitamente reconoce que pueden coexistir estados estacionarios diferenciados en el mundo, al interior de continentes, países y regiones.

Teniendo en cuenta lo anterior, la ecuación de convergencia absoluta en su versión lineal se transforma en la de tipo condicional añadiendo simplemente un mayor número de variables explicatorias. Esto es:

$$\frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,o}} \right) = a - b \text{Ln} (y_{i,o}) + \gamma X_i + u_i$$

(5)

En este caso,  $X_i$  representa una matriz de  $n \times k$  variables cuya función es la de controlar las diferencias estructurales que subyacen entre las entidades o países "i", y que seguramente determinan su senda de crecimiento hacia estados estacionarios diversos. Auxiliado en la teoría del desarrollo y el crecimiento, el investigador debe entonces elaborar un análisis exploratorio que le permita identificar las variables que controlan por diferencias en cuanto a estado estacionario. En la literatura se ha experimentado con un gran número, desde las de corte nekeynesiano como es la inversión, el consumo y el gasto público, hasta las que son propias de la teoría del crecimiento endógeno, como es el capital humano, los acervos públicos de infraestructuras y el grado de apertura comercial, tal y como se hace en el presente artículo.<sup>8</sup> Una segunda alternativa de estimación de la convergencia, consiste en la aplicación de la especificación absoluta de la misma a subgrupos de economías elegidas previamente por la similitud de sus componentes estructurales de manera que, en las estimaciones se diferencien los estados estacionarios mediante la definición de conjuntos nacionales o regionales específicos.

Ambas opciones de estimación de la convergencia condicional presentan desventajas. Por un lado, se ha demostrado que el signo esperado del coeficiente beta, depende de la combinación de variables explicatorias por las que se opte, es decir, es inestable. Por otro, la selección de clubes interregionales siempre deja la sospecha, de que el investigador se inclinó por construir conjuntos regionales que resultaron *ad hoc* al contraste de hipótesis que esperaba.

En este trabajo se opta por un análisis, que permite complementar el contraste tradicional de la convergencia absoluta y condicional en el espacio, con la introducción de efectos espaciales y con variables que diferencien estados estacionarios diferenciados entre la región del norte y el resto del país.

## La introducción de los efectos espaciales

### Tipos de modelos

---

<sup>8</sup> Para una presentación resumida de los modelos de crecimiento y sus determinantes, véase Sala-i-Martin (2000).

Para aproximarnos a las diversas alternativas que habría para especificar una ecuación de convergencia con efectos espaciales, se inicia aclarando las características generales de algunas de las versiones más comunes de modelos econométricos que incorporan tales efectos. De acuerdo al Cuadro 1, el más sencillo sería aquél, en que la variable dependiente “ $y$ ” se explica solamente por su rezago o retardo espacial ( $Wy$ ). Su especificación se indica en (6) y es conocido como el modelo espacial autoregresivo de primer orden (FAR, por sus siglas en inglés). En este caso se intenta explicar las variaciones del producto “ $y$ ” de una región, como resultado de una combinación lineal del de su vecindario, cuya identificación se acota a través de la matriz cuadrada de pesos “ $W$ ”, de  $n \times n$  estados no estocástica, de retardos o de contactos.

En teoría, cada uno de los elementos “ $w_{ij}$ ” de  $W$ , reflejan la intensidad de la interdependencia existente entre cada par de entidades  $i$  y  $j$ . Aunque no hay una sola forma de definir dichos pesos, suelen establecerse a partir del principio de contigüidad física del que parte una matriz booleana (los pesos son cero si los estados  $i$  y  $j$  no son adyacentes, o 1 en caso de serlo), de distancias físicas o incluso, de distancias económicas. Por su parte, “ $\rho$ ” arroja un coeficiente que refleja la intensidad de la autocorrelación espacial de la variable dependiente.

A partir de lo anterior puede establecerse un modelo más general, en el que se tenga en cuenta no sólo la probable autocorrelación espacial que hay entre las rentas de las diversas regiones, sino también entre sus perturbaciones. En la literatura sobre econometría espacial, el anterior modelo suele especificarse como en la ecuación (7), el cual recibe el nombre de SAC (LeSage, 1999: 87). En el mismo,  $y$  constituye un vector  $n \times 1$  de variables dependientes (en este caso el PIB o la renta estatal per cápita), en tanto que  $X$  representa a una matriz de  $n$  regiones por  $k$  variables explicatorias. Por su parte, con  $W_1$  y  $W_2$  se identifican las matrices espaciales *booleanas* de pesos o de conexión de orden  $n \times n$ , con las que se identifican de manera respectiva, el vecindario de regiones que influyen sobre el comportamiento de la variable dependiente  $y$ , por otra parte, las perturbaciones contiguas que probablemente se encuentran autocorrelacionadas. Sobre este último punto, el coeficiente auto regresivo  $\lambda$  es el que mide la intensidad de la interdependencia entre los residuos.



**Cuadro 1. Modelos econométricos básicos con efectos espaciales**

Modelo	Restricciones sobre W	Especificación	Comportamiento teórico de los errores
FAR	$W \neq 0$ $X = 0$	$y = \rho W y + \varepsilon$ (6)	$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$
SAC	$W_1 \neq 0$ $W_2 \neq 0$	$y = \rho W_1 y + X\beta + u$ . (7) Donde $u = \lambda W_2 u + \varepsilon$ $y = \rho W_1 y + X\beta + \lambda W_2 u + \varepsilon$	$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$
SEM	$W_1 = 0$ $W_2 \neq 0$	$y = X\beta + u$ . (8) Donde $u = \lambda W_2 u + \varepsilon$ $y = X\beta + \lambda W_2 u + \varepsilon$	$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$
SAR	$W_1 \neq 0$ $W_2 = 0$	$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon$ (9)	$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$
DURBIN	$W_1 \neq 0$ $W_2 \neq 0$	$y = \rho W_1 y + X\beta_1 + W_1 X\beta_2 + \varepsilon$ (10)	$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$

Fuente: con base en LeSage (1999).

Otras hipótesis alternativas respecto a la estructura de la autocorrelación espacial, sería que la interacción económica entre las regiones no se manifieste a través de la autocorrelación de sus rentas promedio (por lo que  $W_1$  es igual a cero), sino mediante la de sus perturbaciones ( $W_2$  sería distinta de cero). De ser cierto, en este caso sería suficiente utilizar la especificación indicada en (8), mejor conocida como modelo de error espacial (SEM por sus siglas en inglés). Una variante más del modelo general de efectos espaciales, deriva de imponer la restricción  $W_2 = 0$  a la ecuación (7), con lo cual se tendría un modelo *mixto regresivo espacial autoregresivo*, mejor conocido como SAR (*Spatial Autoregressive Model*). Como en el caso de la relación FAR, en esta especificación las variaciones de la variable dependiente serían función de la combinación lineal de las contigüidades regionales capturadas por la matriz ( $W y$ ), así como de variables explicatorias incorporadas en  $X$  (ver ecuación 9).

Finalmente, la versión *Durbin* de efectos espaciales (ecuación 10), incorpora tanto un rezago espacial de la variable dependiente como de todas las explicatorias, lo cual implica una pérdida considerable de grados de libertad. Además, generalmente se presenta colinealidad entre  $X$  “y”  $WX$  por lo que, en esta investigación se ha utilizado dicho modelo, sólo para la convergencia condicional parcial (con una sola variable explicatoria) y cuando ninguna de las demás especificaciones con efectos espaciales, ofrecía resultados estadísticamente fiables.

### Especificación y contrastes

Se probaron modelos de convergencia tipo SAC, SEM, SAR y Durbin, cuya expresión se indica en el Cuadro 2. Se observa que para la especificación de convergencia condicional tipo SAR y SEM, se ha seguido lo sugerido en López-Bazo, *et.al.* (1999), Rey y Moutori (1999) y, Mélla, López y Chasco (2005). El modelo SAC incorpora características de ambas, en tanto que para la especificación Durbin, simplemente se siguió la versión genérica que simplifica LeSage (1999). Como en las versiones sustantivas, en todos estos casos se supone que las perturbaciones siguen un comportamiento tipo  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ . Además se decidió que tanto  $W_1$  como  $W_2$  fueran iguales, debido a que no se dispuso de información de distancias o flujos económicos interregionales que pudieran diferenciarlas a partir de algún argumento justificado.

**Cuadro 2. Especificaciones de convergencia condicional con efectos espaciales**

Modelo	Restricciones sobre W	Especificación de la convergencia condicional
<b>SAC</b>	$W_1 \neq 0$ $W_2 \neq 0$ $W_1 \neq W_2$	$\dot{y} = \alpha + b \ln(y_{i,0}) + \beta_2 \ln X_2 + \dots + \beta_k \ln X_k + \rho \cdot W_1 \left[ \frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) \right] + [I - \lambda W_2]^{-1} \varepsilon_i$ (11)
<b>SEM</b>	$W_1 = 0$ $W_2 \neq 0$	$\dot{y} = \frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + b \ln(y_{i,0}) + \beta_2 \ln X_2 + \dots + \beta_k \ln X_k + [I - \lambda W]^{-1} \varepsilon_i$ (12)
<b>SAR</b>	$W_1 \neq 0$ $W_2 = 0$	$\frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + b \ln(y_{i,0}) + \beta_2 \ln X_2 + \dots + \beta_k \ln X_k + \rho \cdot W \left[ \frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) \right] + \varepsilon_i$ (13)

<b>Durbin</b>	$W_1 \neq 0$ $W_2 \neq 0$ $W_1 \neq W_2$	$\dot{y} = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \beta_2 \ln X_1 + \dots + \beta_k \ln X_k + \rho \cdot w_1 \left[ \frac{1}{t} \ln \left( \frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) \right] + \dots + \beta_2 W_2 \ln X_1 + \dots + \beta_k W_2 \ln X_k + \varepsilon$ <p>(14)</p>
---------------	--	--

En los cuatro modelos alternativos de convergencia se utilizaron matrices booleanas que sólo tienen en cuenta la adyacencia física entre entidades limítrofes. Se entiende que la primera variable explicatoria (X1), es el PIB estatal per cápita inicial al periodo de crecimiento que se esté valorando ( $\dot{Y}$ ). Por su parte, la versión logarítmica de las variables X2 a Xk reflejan la naturaleza condicional del modelo, en el sentido de que el acortamiento de la desigualdad regional, está sujeta a factores que diferencian a las economías estatales. Los coeficientes de las variables de control indican elasticidades por estar expresadas en logaritmos.

En los modelos SAC, SAR y Durbin el parámetro espacial auto regresivo “ $\rho$ ”, permite verificar si la tasa de crecimiento de una entidad está relacionada con la tasa de crecimiento de las unidades geográficas vecinas, recogiendo de esta forma la intensidad (negativa o positiva) de la interdependencia interestatal, con lo cual se obtiene una aproximación de la existencia de *spillovers* o externalidades estáticas.

Puede verificarse que en las especificaciones de convergencia tipo SAC y SEM, el coeficiente de las perturbaciones está dado por  $[I - \lambda W]^{-1}$ , mismo que proviene de la forma funcional de los errores incorporada a esos modelos.<sup>9</sup> Este término suele interpretarse como un multiplicador espacial de una unidad geográfica considerada sobre el resto, aún cuando una región tuviera un número limitado de vecinos (Rey y Moutori, 1999). En el caso de la presente investigación, sólo se estima el coeficiente  $\lambda$  que, como se indicó, valora la intensidad de la interdependencia entre los residuos.

<sup>9</sup> Si  $u_t = \lambda W u_t + \varepsilon_t$ , entonces  $u_t = [I - \lambda W]^{-1} \varepsilon_t$

En el caso del modelo Durbin, los coeficientes miden el grado de interrelación espacial que hay entre las variables de control. Así, puede ponerse a prueba por ejemplo, si el crecimiento de una región no sólo depende de su dotación individual de infraestructuras sino también, de la forma en que la misma se complementa con la de sus regiones vecinas.

A partir de las ecuaciones anteriores, se obtuvieron estimadores de convergencia condicional y no condicional, mediante el método de máxima verosimilitud (MV), cuyos contrastes de significancia se elaboran con base en consideraciones asintóticas. En la Nota Técnica 1 se explican a detalle los contrastes de fiabilidad estadística utilizados en esta investigación para discriminar entre modelos de efectos espaciales alternativos, los cuales comparten como hipótesis nula la ausencia de autocorrelación espacial.

### **Variables de control utilizadas**

Para el contraste de la convergencia condicional, se utilizaron las siguientes variables de control: i) inversión per cápita –estandarizada mediante un índice de capitalización–; ii) educación promedio, establecida simplemente como años promedio de escolaridad; iii) dotación de infraestructura, que resultó de la media geométrica de tres índices del que se derivó uno global de dotación de infraestructura a la vivienda, de transporte y comunicaciones (IGTV); iv) capacidad de exportación promedio, referida como el valor de las exportaciones por habitante; v) condición frontera norte, identificada con variables *dummies* para las entidades del norte; y vi) efectos *spillovers*, los cuales quedaron definidos a partir del modelo de efectos espaciales seleccionado. Todas las variables fueron construidas por entidad federativa.

**Cuadro 3. Aproximación a las variables control utilizadas en las estimaciones de convergencia condicional**

<b>Variable de control e información utilizada</b>	<b>Aproximación, método de construcción y fuente</b>
<b>Inversión</b>  -Para 1930-1965: capital social de las sociedades mercantiles por habitante  -Para 1970-2004: captaciones bancarias de la banca comercial por habitante	<b>Índice de capitalización promedio, relativo al país</b>  Fuentes: DGE-AEEUM (varios) y Censos de población (varios). CNB (varios) CNBS (varios), CNBV (varios), BM (varios) y PEF (1990 y 2006).

<p><b>Capital humano</b></p> <p>-Para 1930-45: años promedio de escolaridad de la población de 5 a 14 años, a partir de alumnos inscritos en primarias.</p> <p>-Para 1950: años promedio de escolaridad de la población de 25 y más de edad.</p> <p>-Para 1960-04: años promedio de escolaridad de la población de 15 y más.</p>	<p><b>Años promedio de escolaridad</b></p> <p>DGE-AEEUM, SEP (varios), PEF (2006) y Censos de población.</p>
<p><b>Infraestructura</b></p> <p>1930-2004: kilómetros de vías férreas por kilómetro cuadrado de superficie</p> <p>1930-2003: kilómetros de carreteras por kilómetro cuadrado de superficie. Estimado, 1950.</p> <p>1940-2003: pasajeros transportados por vía aérea por cada mil habitantes. Estimados: 1940 y 1945.</p> <p>1930-2004: aparatos telefónicos por cada mil habitantes. Estimados: 1945-1955.</p> <p>1939-2003: porcentaje de viviendas con agua entubada.</p> <p>1965-2004: porcentaje de ocupantes de vivienda con agua entubada a la red o fosa.</p> <p>1960-2004: porcentaje de población beneficiada con servicio de electricidad.</p>	<p><b>Índice global de dotación de infraestructura a la vivienda, de transportes y comunicaciones</b></p> <p>Método: construido a partir de la media geométrica de los siguientes componentes: <i>índice de infraestructura del transporte (IIT), índice relativizado de cobertura telefónica (ICT), e indicador relativizado de infraestructura para la vivienda (IIV).</i></p> <p>Fuentes: AEEUM (varios), Banamex-Accival (varios), DGE-CEI (1933c), DEN (1930), INEGI-AEEF (varios), INEGI-AEE (varios), INEGI-Sedue (1981), INEGI (1990), Nafinsa (1993), PEF (1990 y 2006), SPP (1979), SCT (1964), SPP (1981), SPP (1980c), SCOP (1945 y 1950) y censos poblacionales y de transportes (varios años).</p>
<p><b>Grado de apertura comercial</b></p> <p>-1930-2004: exportaciones por habitante en dólares. 2002=100</p> <p>-1930: estimado con la distribución interestatal de 1934 reportada en AECEEM</p> <p>-1980: estimado a partir de la distribución interestatal de 1979 del AECEEM</p> <p>-1985: estimado con datos de 1983 y cifras sobre impuestos al</p>	<p><b>Exportación por habitante en dólares, 2002=100</b></p> <p>Para 1934-1979: DGE-AEEUM (varios), DGE-AECEEM (varios), INEGI (1982) e INEGI-EIME (varios).</p> <p>Para 1980-2004: INEGI-AEE (varios),</p>

comercio externo -1995: con base en cifras de 1998 de Bancomext e impuestos al comercio externo -2000: con base en SIREM y Bancomext -2004: a partir de cifras de SIREM y Bancomext	Bancomext (2000 y 2004), INEGI-CIOR (varios) e INEGI-CEI (2005).
<b>Condición frontera norte</b>	<b>Valores <i>dummies</i></b> que ascienden a uno si la observación se refiere a un estado del norte y a cero, en caso negativo.
<b>Fenómenos tipo <i>spillover</i></b>	Recuperación de <b>efectos auto regresivos y/o de rezago espacial</b> vía especificación del modelo.

Fuente y notas: Elaboración propia. Para el significado de las siglas, véase la bibliografía.

Estas variables presentan algunas limitaciones en cuanto a su confiabilidad, cobertura, disponibilidad, pertinencia y alternativas de construcción, lo cual fue abordado de la manera que se indica en el Cuadro 3, donde se indica la fuente, la disponibilidad de datos por periodo y el método para construir cada variable. No siempre los componentes de los índices construidos fueron los mismos por periodos. En parte debido a problemas de disponibilidad o comparabilidad de las estadísticas. Es el caso de la variable de inversión, donde no es posible una estricta comparabilidad entre los periodos 1930-1965 y 1970-2004. La variable infraestructura por su parte, resulta más confiable a partir de 1965, esto, debido a la falta de información sobre equipamiento de la vivienda para 1930-1960.

El indicador ideal sobre grado de apertura externa, hubiese sido la participación que tiene el comercio exterior (exportaciones más importaciones) en el Producto Interno Bruto Estatal (PIB). Sin embargo, dada la disponibilidad de datos, solamente se logró obtener un indicador aproximado de la capacidad regional de exportación que no se encuentra exento de problemas, debido a que las fuentes no siempre presentan la información desagregada por entidad y al hecho, de que en ocasiones no se sigue el criterio de registro por origen de la exportación, sino por lugar de consignación contable aduanal o administrativa. En Ruiz Ochoa (2007), se explica en forma detallada: los ajustes que se introdujeron a las cifras originales para permitir la comparabilidad, los criterios de estandarización y los algoritmos aplicados para construir las variables. Aquí no se agregan por razones de espacio.

### **Análisis de los resultados**

Los resultados relativos a la velocidad de convergencia absoluta y condicional con efectos espaciales, para el PIB estatal per cápita con y sin extracción petrolera, se encuentran contenidos en un anexo general de 15 cuadros. Aquí solamente se anexan tres por razones de espacio<sup>10</sup>. En ellos se muestran los contrastes de autocorrelación, el nombre del modelo seleccionado, los coeficientes individuales y las pruebas de autocorrelación y heteroscedasticidad más usuales (*Breush-Pagan* y *Durbin Watson*). Como puede notarse, las pruebas de convergencia condicional se realizaron con base en:

- a) Todas las variables de control a la vez, lo cual reflejó tendencias en la *convergencia condicional "total o completa"*;
- b) Todas las variables exceptuando a la inversión, debido a su probable correlación con las tres restantes y al hecho de que es la menos confiable; y,
- c) A partir de las variables escolaridad, infraestructura y exportaciones por separado, lo cual condujo a la tendencia de la *convergencia condicional parcial*.

Las variantes anteriores se sometieron a prueba, controlando por condición frontera norte. Esto se realizó introduciendo una variable *dummie*, misma que asciende a uno cuando el estado de referencia corresponde a la región norte, y a cero en caso contrario. De esta forma se pretende

---

<sup>10</sup> El lector interesado puede solicitar el resto, escribiendo a [wruiz@colef.mx](mailto:wruiz@colef.mx)

confirmar, que la dinámica de la frontera norte responde a un estado estacionario relativamente superior, en comparación con el resto del país por lo que, la localización es un factor fundamental para explicar la dinámica convergente o divergente de México.

Finalmente, en lugar de proceder al examen de los residuos o a la detección de valores influyentes mediante el estadístico de *Cook*, se prefirió elaborar los contrastes con y sin extracción de petróleo crudo y gas natural. Pues al menos en los últimos 35 años, dicha actividad ha sido la principal fuente del comportamiento atípico de los estados que con mayor frecuencia son omitidos de los estudios de convergencia (Campeche y Tabasco). Es importante resaltar, que la refinación de crudo no forma parte del sector petrolero excluido, pues la misma se incorporó como parte de la manufactura.

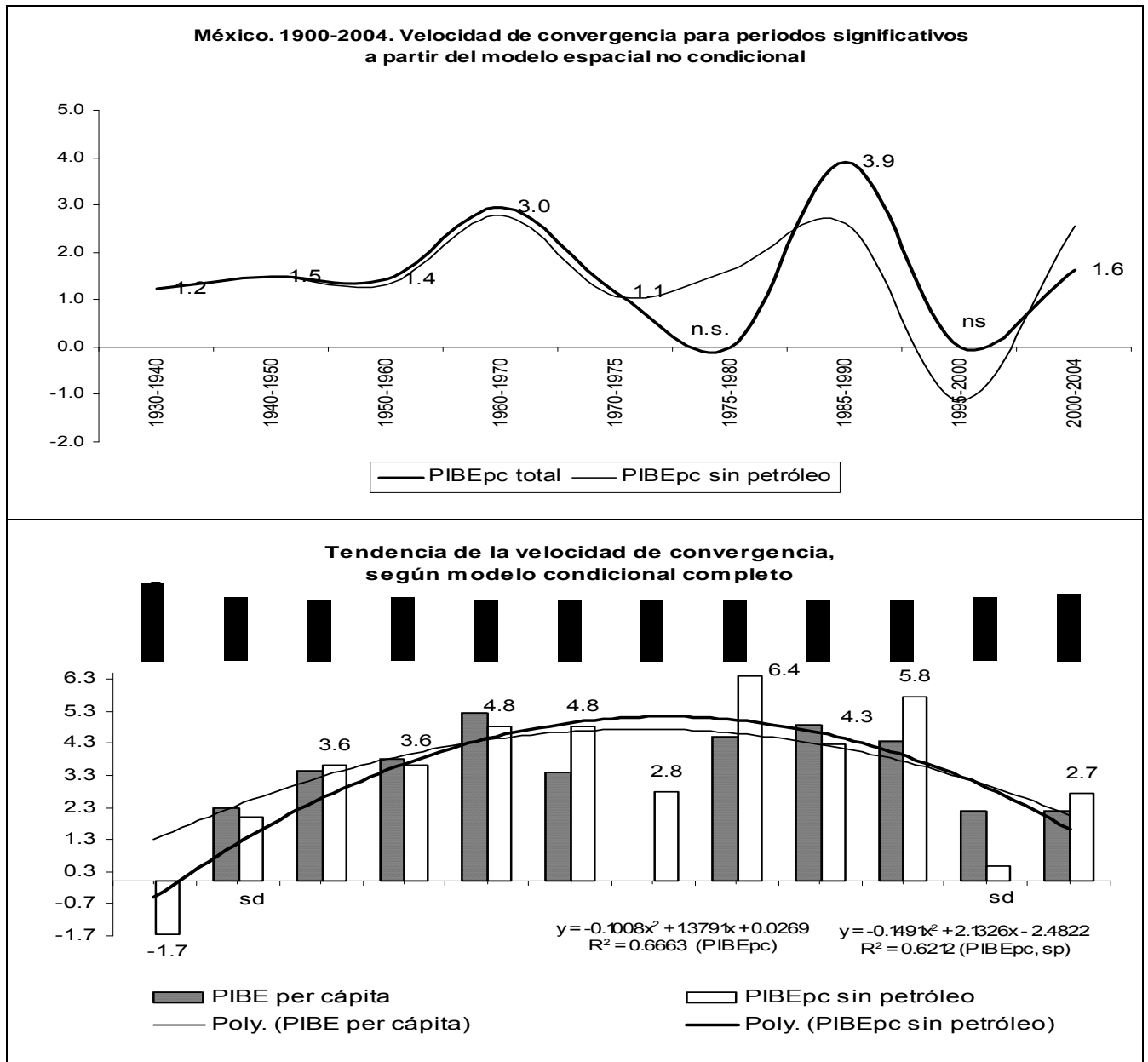
### **Convergencia beta absoluta y condicional global**

La convergencia absoluta ha tendido a crecer paulatinamente desde el periodo de despegue hasta principios de los setentas. Además durante estos cuarenta años, la actividad petrolera no marcaba gran diferencia en los patrones de convergencia dominantes. A partir de entonces, la dinámica del crecimiento interestatal se ha vuelto muy inestable e influenciada tanto por las crisis recurrentes, como por el carácter de enclave del ramo petrolero. De hecho, sin extracción de crudo y gas natural, el coeficiente de convergencia absoluta resulta estadísticamente más confiable. De otra manera no es significativo ni para el periodo 1975-1980, ni para la etapa 1995-2000. Así, puede concluirse que los primeros cinco años del TLCAN (1995-2000) marcaron una tendencia absoluta divergente de poco más de 1 por ciento del PIB<sub>Epc</sub> no petrolero (Gráfica 1).

Ahora bien, si analizamos el impacto de todas las variables de control a la vez, se observa que a partir de 1930 y hasta finales de los sesentas, México experimentó una velocidad de convergencia condicional del PIB<sub>Epc</sub> creciente, que inicia a un nivel negativo no significativo, y culmina a una tasa histórica de 5.2 por ciento durante 1960-1970. Durante los setentas parece darse un decremento en la tasa convergente del país, al punto de que se torna no significativa al final de la década.



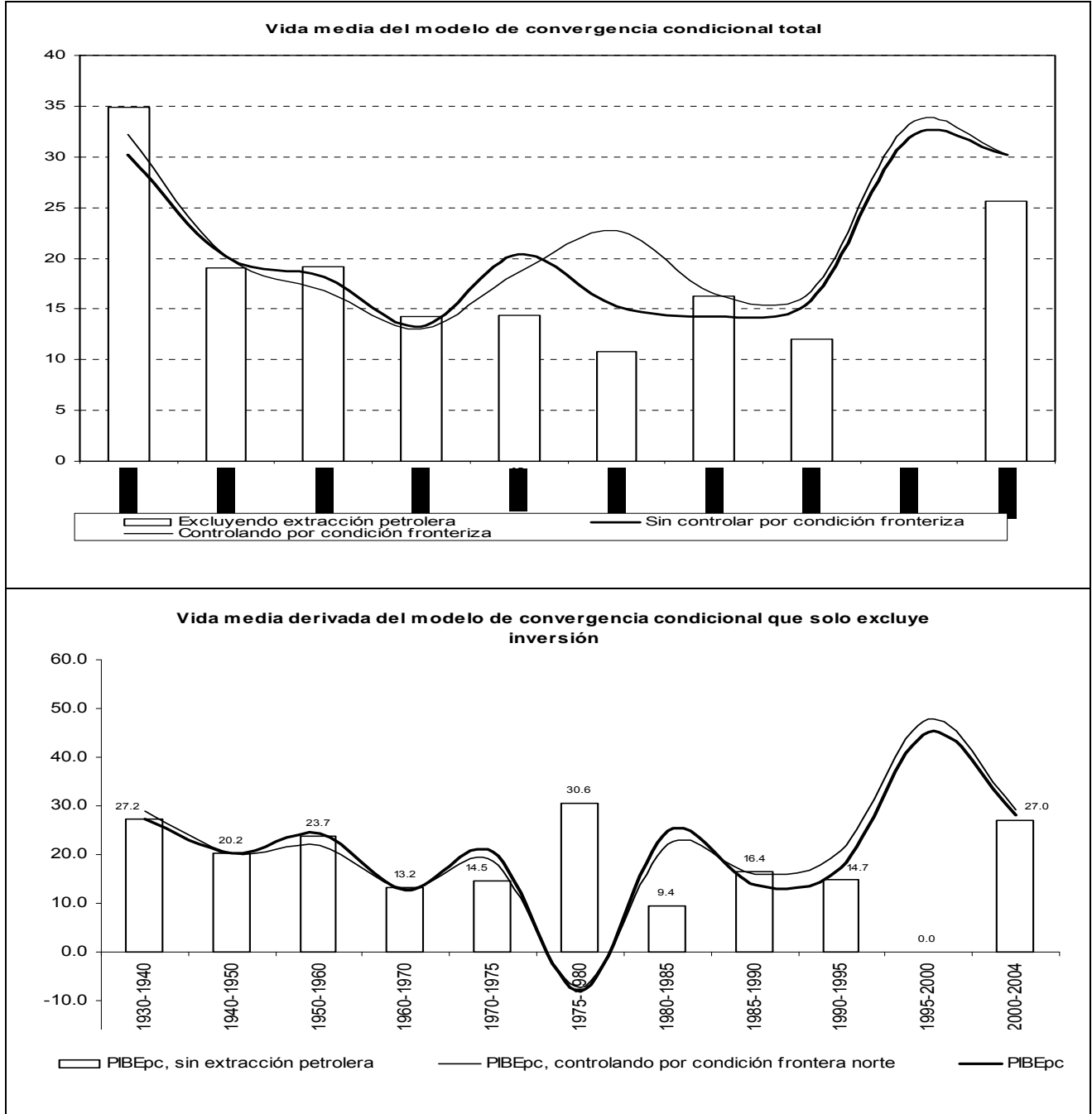
**Gráfica 1. México, 1900-2004. Velocidad de convergencia del PIBE per cápita, modelo espacial no condicional y condicional completo**



Seguindo el tipo de convergencia anterior y contrario a lo que arrojan otros estudios, durante los ochentas y hasta la primera mitad de los noventas, en este trabajo no se encuentra evidencia de que se haya presentado una divergencia regional en el crecimiento, sino una estabilización de un proceso convergente que osciló en ritmo sobre una banda de 4.4 y 4.9 por ciento hasta mediados de los noventas.

**Gráfica 2. México, 1930-2004.**

**Vida media derivada del modelo de convergencia condicional completo y del que excluye sólo inversión**



No obstante, a partir de 1995 este proceso perdió celeridad. De manera que desde ese año las entidades federativas sólo logran converger a tasas ligeramente superiores al dos por ciento. Más aún, en los últimos nueve años que abarca este estudio (1995-2004), los ritmos de crecimiento de las economías regionales convergen a tasas similares a las que se observaban durante la década de los treinta, lo cual marca un retroceso histórico preocupante.

En suma, el giro aperturista de la economía y las políticas estructurales asociadas a la misma, permitieron recuperar durante los ochentas el ritmo convergente de principios de los setentas y estabilizar el tamaño de la brecha entre entidades ricas y pobres, pero solamente en forma temporal. Desde mediados de los noventas, la distancia económica entre regiones amenaza con ampliarse cada vez más, debido a que las entidades federativas más pobres han tendido a reducir su ritmo de crecimiento relativo durante el periodo en que se ha encontrado vigente en México el TLCAN. Todo apunta entonces, a que la mayor liberalización económica del país, si se ha encontrado asociada a una disminución del ritmo al que se venían reduciendo históricamente las desigualdades interestatales.

Si se tiene en cuenta el tiempo que requieren las entidades para reducir a la mitad la distancia que hay entre su PIB estatal promedio inicial y el que lograrían si operaran a su estado estacionario teórico (la vida media), se encuentra que de 13 años que se requerían durante los sesentas y 15 en los ochentas, en la actualidad se necesitarían en el mejor de los casos de 31 años, siempre y cuando no se presenten choques económicos externos o internos de consideración. Por lo demás, en el largo plazo esto ha significado que la evolución de la vida media de las entidades no presente una tendencia descendente, sino un comportamiento en forma de U cuyo punto de inflexión lo encontramos en la primera mitad de los noventas (parte superior de la Gráfica 2).

Por otro lado, se muestra con claridad que a partir de los ochentas las regiones del norte empezaron a posicionarse en un estado estacionario superior al prevaleciente en el resto del país. De otra manera no podría explicarse que de acuerdo a la convergencia condicional total, durante la primera mitad de los ochentas la vida media era de 22 años cuando se introduce una variable *dummie* fronteriza y de tan sólo 15 cuando se omite la misma.

Así sea con el modelo de convergencia condicional total o con respecto al que excluye solamente la inversión, es notorio que al menos en las última dos décadas, la alta dinámica

interestatal de la frontera norte ha tendido a imprimirle características económicas particulares a su mayor potencialidad de crecimiento, pero manteniendo sorprendentemente, cierto paralelismo con el patrón hasta ahora convergente del PIB estatal per cápita de México (Gráfica 2). De hecho este fenómeno es relativamente reciente. Todavía durante la década 1950-1960 y la primera mitad de los setentas, era poco influyente la región norte en la determinación del estado estacionario prevaleciente en el país. En todo caso ese papel correspondía a las regiones centrales.

En cuanto a los factores determinantes del proceso de convergencia se tiene que, tanto el modelo que incorpora todas las variables a la vez como el que excluye solamente a la inversión, presentan demasiados coeficientes individuales no significativos por lo que, se presume de la posible colinealidad, aún entre las tres variables de control más confiables. Para abordar este problema se utilizó el esquema de convergencia condicional parcial que ahora se expone.

### **Convergencia/divergencia condicional parcial del PIB estatal per cápita**

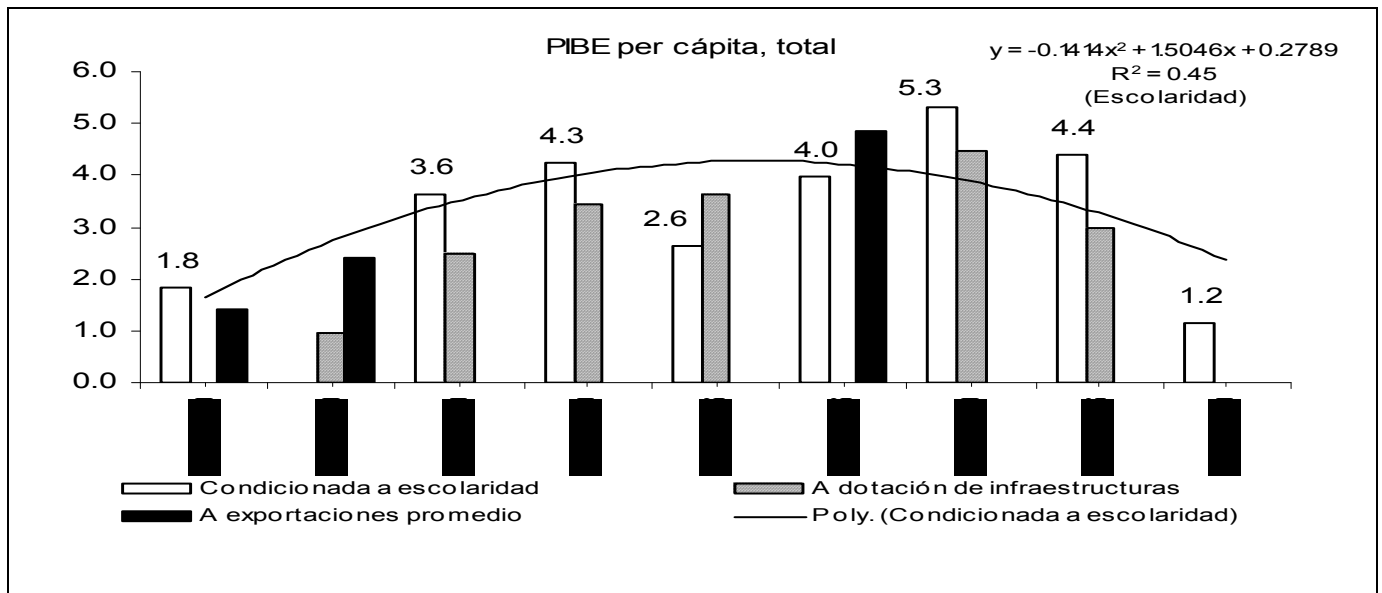
En cuanto a la dinámica de la divergencia/convergencia del PIB<sub>Epc</sub> condicionada a solamente una de las variables explicatorias, se muestra igualmente una tendencia a la reducción de los ritmos de acercamiento entre regiones prósperas y rezagadas. Aunque con algunas diferencias, cualquiera de las variables de control más confiables (escolaridad, exportaciones e infraestructura) apuntan en lo individual a esa conclusión.

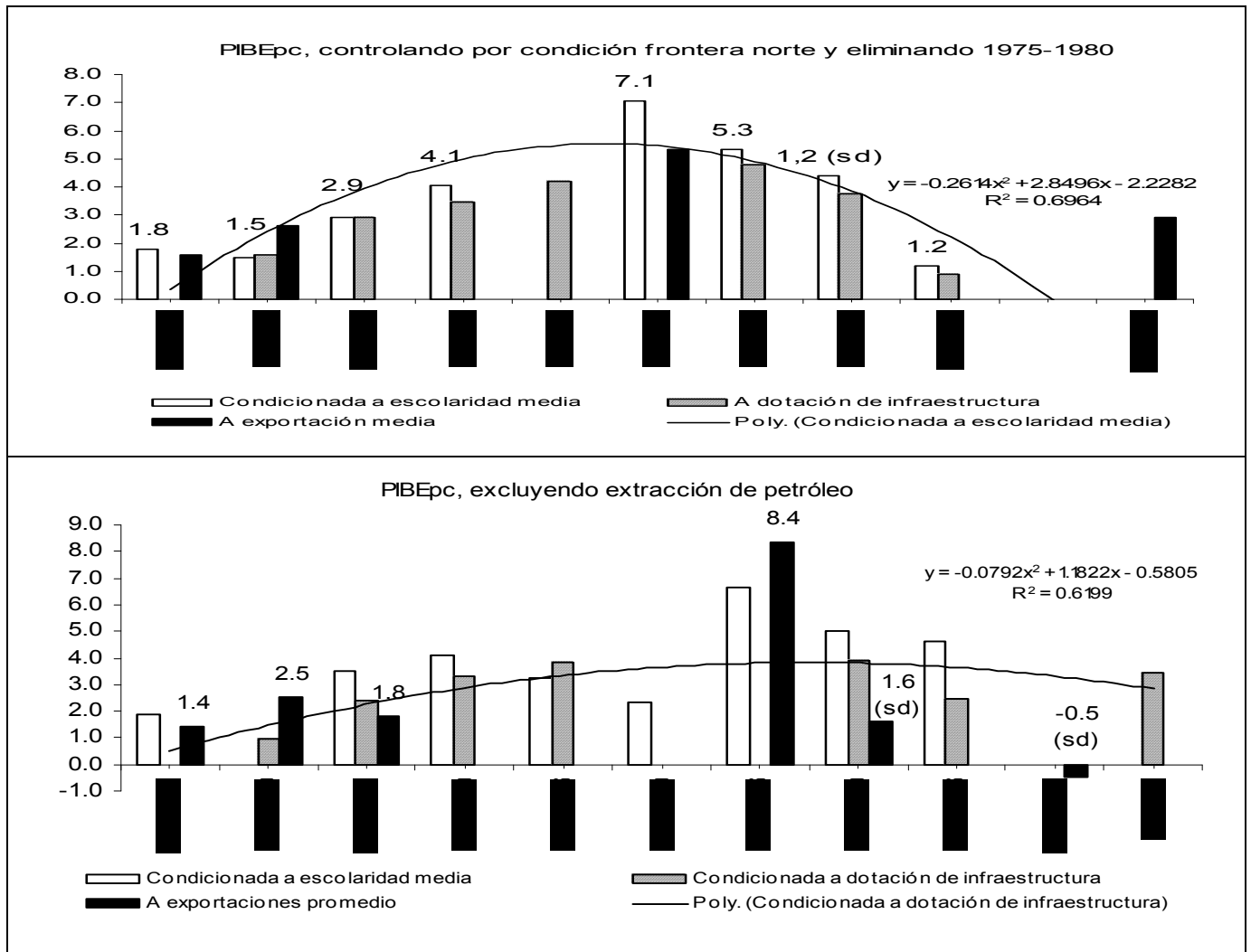
Si se toma por ejemplo a la escolaridad, se concluye que la velocidad de convergencia inició siendo de tan sólo 1.8 por ciento durante los treintas; se elevó paulatinamente hasta llegar a 4.3 por ciento durante los sesentas; y después de un retroceso en los setentas y primera mitad de los ochentas, llegó a su punto máximo durante 1985-1990 (5.3%). Desde entonces se ha dado una caída constante de la velocidad de convergencia, de manera que para el periodo de 1995-2000 era de tan sólo 1.2 por ciento: la más baja de los últimos sesenta años. Aunque este balance es parecido al que se elaboraría si el análisis fuese sólo a partir de las infraestructuras, hay que decir que en los últimos cuatro años del periodo analizado (2000-2004), ninguna de las variables resultaron significativas (parte superior de la Gráfica 3).

Por otra parte, las exportaciones promedio se revelan como una variable de control poco adecuada para explicar los patrones de crecimiento interestatal del PIB<sub>Epc</sub> en el largo plazo. Tanto si se utilizan variables *dummies* para los estados del norte o sin ellas, las exportaciones promedio son relevantes solamente para explicar el periodo de despegue (1930-1940), el auge de la industrialización (1940-1950) y el quinquenio de petroexportación (1980-1985). Este balance se encuentra asociado al hecho de que durante los treinta y cuarentas la balanza comercial se encontraba relativamente equilibrada por lo que, tanto las exportaciones como las importaciones podían explicar el crecimiento económico en distinta dirección. No así en el caso del periodo de mayor auge de la estrategia sustitutiva de importaciones y hasta finales de los setentas, en que la balanza comercial se mostró crecientemente desfavorable para el país.

Este proceso habría de revertirse hasta que la profunda devaluación de 1982 y la petrolización de las exportaciones, generaron condiciones coyunturales de superávit comercial que se mantendrían hasta finales de los ochentas (Ramírez, 2004: 28).

**Gráfica 3. México, 1930-2004. Velocidad de convergencia del PIB estatal per cápita, en modelos condicionales parciales (sólo para periodos más significativos)**





Es destacable que cuando se excluye a la extracción de crudo, los ritmos de convergencia son claramente menores durante los treinta y cuarenta en comparación con el agregado total; mayores durante la primera y segunda mitad de los ochentas; y nuevamente menores durante los primeros cuatro años de la era del TLCAN, al punto de volverse débilmente divergentes con base a las exportaciones como variable de control (recuadro inferior de la Gráfica 3). Luego entonces, en el largo plazo la riqueza petrolera no ha creado patrones estructurales claramente definidos en cuanto al acortamiento de las desigualdades regionales, sino más bien coyunturas favorecedoras o incluso adversas para el deseado proceso de convergencia regional del país. Así, mientras que la explotación del patrimonio petrolero mantenga su carácter de enclave, no es posible que una política regional redistribuidora lo asuma como uno de sus ejes estratégicos. El hecho de que durante los ochentas y parte de los noventas, los ritmos de convergencia regional del PIBEpc sin extracción petrolera fueron más elevados que cuando se tienen en

cuenta todos los sectores a la vez, no significa necesariamente que la explosiva extracción de petrolera que se presentó durante el periodo 1975-1985 en los estados de Campeche y Tabasco, haya entorpecido el proceso de convergencia de las economías estatales. Más bien evidencia un fenómeno galtoniano ya que, en ese periodo la convergencia sigma del PIB<sub>Epc</sub> tendió a aumentar y la del PIB<sub>Epc</sub> sin petróleo se mantuvo estable (Ruiz, 2007: 10). Luego entonces, es más elevada la convergencia beta sin actividad petrolera y de gas, en virtud de un efecto de choque y no, debido a razones estructurales.

Debido a que la extracción petrolera y/o de gas natural tiene un peso relativo excesivo en la economía de entidades comparativamente rezagadas, al sustraerse del PIB per cápita total, desenmascara un crecimiento estatal que suele ser relativamente mayor y más congruente con el pequeño tamaño de las economías donde se desarrolla, lo cual conduce a ritmos superiores de convergencia regional. Por ejemplo, de 1980 a 1985, el PIB per cápita total de Tabasco, Tamaulipas, Veracruz y Chiapas decreció, en tanto que Campeche mantuvo un crecimiento positivo sin que su PIB promedio inicial se haya modificado sustancialmente. En contraste, cuando se sustrae la actividad petrolera y de gas, tanto Tabasco, Veracruz y Chiapas, presentaron tasas positivas de crecimiento que mantuvieron una relación inversa con un PIB per cápita inicial comparativamente bajo, lo cual condujo a tasas de convergencia coyunturalmente elevadas.

Cuando se controla por condición frontera norte, queda más claro la forma de “U” invertida del ritmo de convergencia parcial del PIBE per cápita. Así, si se toma solamente a la escolaridad como variable de control, se tiene que la tasa de convergencia inicia con 1.8 por ciento durante el periodo de despegue; alcanza un máximo de 7.1 durante 1980-1985; y a partir de entonces empieza a retroceder hasta alcanzar durante los primeros cinco años del TLCAN, un mínimo histórico de 1.2 por ciento. Esto es, también en este caso hay una tendencia clara a que se aminore el ritmo con que se venía reduciendo la brecha económica que separa a los estados ricos de los menos prósperos (recuadro central, de la Gráfica 3).

En este sentido, la combinación de una frontera norte que se consolida como polo de crecimiento, junto con la pérdida del centro como eje hegemónico, no ha contribuido a reducir la polarización regional del ingreso, más bien a reconfigurado el patrón geográfico de una

desigualdad, que sigue elevándose en cuanto a capacidades económicas regionales para crecer.

### **Condicionantes de la velocidad de convergencia**

En el conjunto identificado como Gráfica 4, se muestra la evolución de los coeficientes de las variables de control utilizadas, los cuales pueden interpretarse en términos de elasticidades dado el carácter logarítmico de la especificación de convergencia. Si nos concentramos en el *factor escolaridad*, se tiene que su incidencia sobre el crecimiento interestatal sigue una senda prácticamente decreciente a largo plazo. Al respecto, entre 1930-1940 y 1970-1975 la elasticidad del crecimiento del PIB<sub>Epc</sub> (con o sin petróleo) ante variaciones unitarias de dicho factor, creció ligeramente de 2 a 5 por ciento. Sin embargo, al controlar por condición fronteriza, se encuentra que la aportación de la escolaridad al crecimiento fue igualmente progresiva pero sólo hasta 1950-1960. Durante los setentas tendió a caer y se volvió estadísticamente no significativa en el periodo 1970-1975. Tras este fenómeno, pudiera encontrarse el auge de una industria maquiladora fronteriza, que en sus inicios se apoyó fundamentalmente en mano de obra poco calificada.

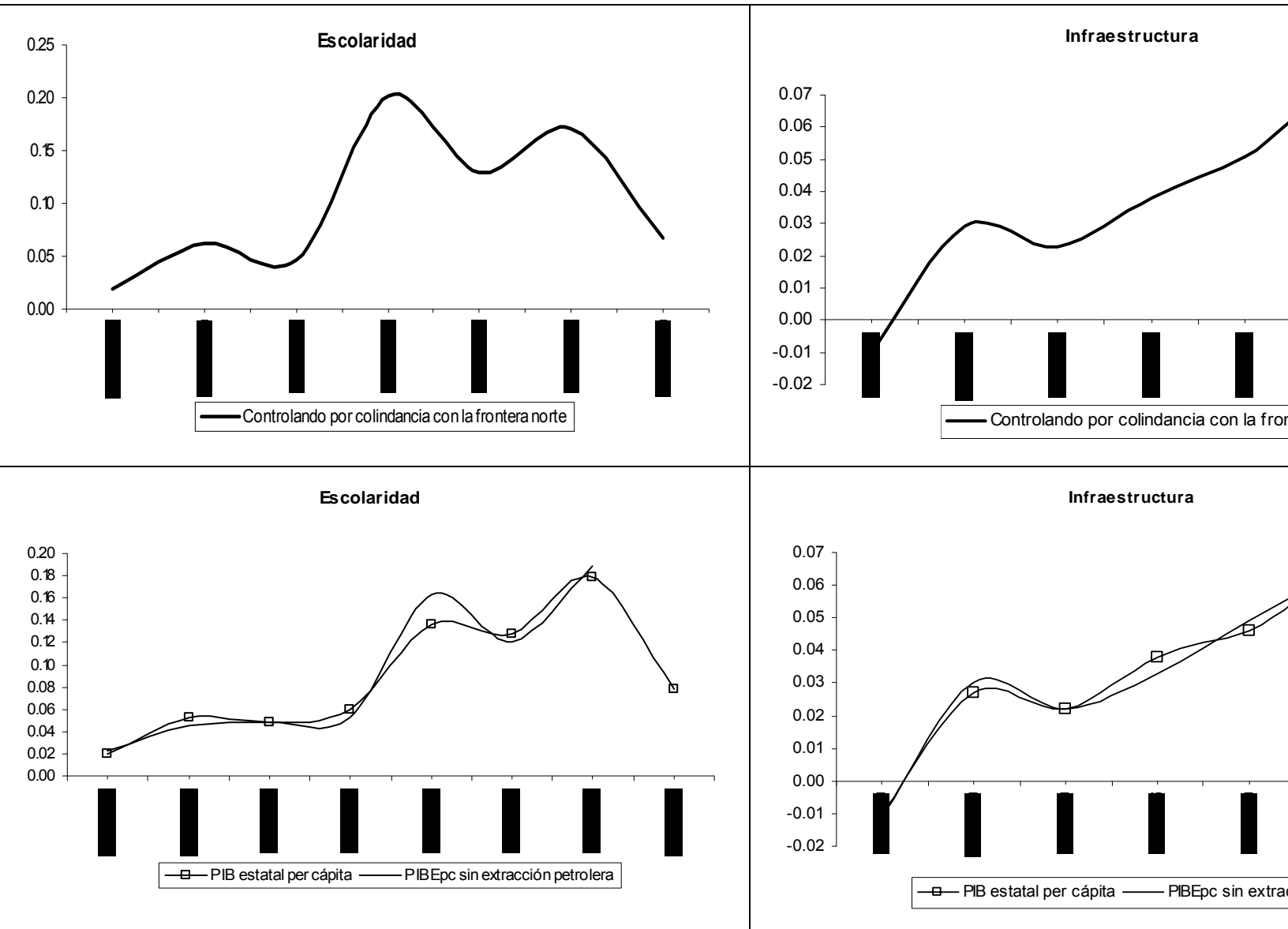
El mayor "salto" histórico de la elasticidad del crecimiento del PIB estatal per cápita, ante incrementos en los años promedio de escolaridad se da en el periodo 1980-1985, misma que pasa de cinco a dieciséis por ciento para el caso del modelo no condicionado por la dinámica fronteriza y a 20 por ciento en el caso controlado por la misma. No es posible atribuir tal avance al esfuerzo educativo, puesto que los resultados de este, difícilmente pueden identificarse en el corto plazo. Es más viable considerar, que los logros educativos que experimentó el país durante la etapa de despegue y el largo periodo sustitutivo de importaciones, en un principio no influyeron de manera significativa sobre el crecimiento. No solamente porque iniciaron sobre una base muy débil (en 1980, apenas se llegó a 4.6 años promedio de escolaridad respecto a la población de 15 y más años), sino también porque se desaprovechaban los recursos humanos mejor calificados debido quizá, a una asignación sectorial y geográfica ineficiente del capital humano.

Esto es, probablemente ante el entorno más desregulado que imprimió el cambio estructural de mediados de los ochentas, se canalizó en mayor cuantía personal calificado antes subocupado



hacia los sectores más expuestos a la competencia interna y externa. Las transformaciones del patrón asignativo del capital humano a lo que llevaron estos cambios, fueron benéficos pero poco duraderos.

Gráfica 4. México, 1930-2004. Elasticidad del crecimiento del PIBEpc total, respecto a la escolaridad y la dotación de infraestructuras (sólo significativos)



En el 2005 el conteo demográfico arrojó que la población de 15 años y más tenía en promedio 8.3 años de escolaridad que, en el contexto del sistema educativo mexicano, apenas si representa el segundo año de secundaria. Esto es, México es un país que en promedio, todavía no inicia el bachillerato. Así, dado que lo que principalmente refleja el indicador utilizado es la educación básica, es razonable pensar que su contribución al crecimiento manufacturero e industrial tiende a ser menor que el aportado al crecimiento económico en su conjunto.

Estos resultados pueden ser atribuidos parcialmente al fracaso de las políticas educativas implementadas en los últimos años en México, no solamente para ampliar la cobertura, sino sobre todo para mejorar la calidad de la educación básica. De manera que a mayor número de años de escolaridad, no necesariamente se logra una mejor aportación a la productividad. En este sentido, puede presentarse incluso la paradoja de que un mayor gasto público en niveles inadecuadamente organizados y con problemas de calidad, provoca una caída del producto. Desde luego este resultado puede “enmascarar” errores de medida y el carácter muestral de la ecuación de convergencia, pero aún así, es difícil descartar la eventual incidencia adversa que sobre el producto, tienen los graves problemas de calidad por los que atraviesa actualmente la educación básica en México.<sup>11</sup>

En cuanto a la dotación relativa por estado de *infraestructuras a la vivienda, de transportes y comunicaciones*, se encuentra que su contribución marginal al producto presenta igualmente una tendencia al descenso. Ya sea que se consideren sus aportaciones al crecimiento del PIB estatal promedio en su conjunto o excluyendo al ramo petrolero, se observa que en el quinquenio 2000-2004, la elasticidad del crecimiento ante aportes infraestructurales cayó casi seis veces con respecto a lo logrado en 1990-1995. Además, al controlar por condición fronteriza se observa en los últimos cuatro años estudiados, un aporte relativamente pequeño (0.02) de las infraestructuras, que resulta ser tres veces menor a lo logrado en el primer quinquenio de los noventa (0.06).

---

<sup>11</sup> En relación con los indicadores de las economías de la OCDE, el promedio de años de escolaridad México es bajo. En Estados Unidos por ejemplo, es de 13.7, lo cual representa cerca de cinco años más que en el caso mexicano (7.8). Con relación a la calidad, pueden mencionarse las malas posiciones que suelen alcanzar los estudiantes mexicanos en pruebas de conocimiento. En el 2000 por ejemplo, la OCDE coordinó el Programa para la Evaluación Internacional de los Estudiantes (PISA) en 31 países, y aplicó pruebas a jóvenes de 15 años para examinar las áreas de lectura, matemáticas y ciencias. Entre 27 países participantes, México ocupó el último lugar en las tres categorías examinadas. Cuando en la muestra se incluyó a Brasil, Latvia, Liechtenstein y Rusia, México se colocó en penúltimo lugar (ver, Bancomer, 2003: 3).

El punto de inflexión adverso en cuanto a la contribución de las infraestructuras al PIB estatal es además histórico, pues tras el esfuerzo sin paralelo que se dio de 1940 a 1950 en cuanto a canalizar crecientes inversiones públicas a la formación de infraestructuras, desde principios de los sesentas y hasta mediados de los noventas por lo menos, no había disminuido la aportación de las mismas al crecimiento. El actual escenario representa entonces un retroceso de entre 35 y 47 años, si se tiene en cuenta que la contribución marginal conjunta de las infraestructuras de transporte, vivienda y comunicaciones en 1995-2000 o 2000-2004 se encontraba por debajo de la alcanzada en el decenio 1950-1960.

En definitiva, se verifica que al menos en los últimos quince años de creciente liberalización, los avances en materia de infraestructura económica y urbana, presentan un rezago histórico preocupante que no favorece la urgente demanda por fortalecer la cohesión geográfica de los mercados internos, ni tampoco el necesario mejoramiento de la productividad de las economías estatales en su conjunto. Son cuestionables entonces las medidas orientadas a concesionar carreteras y otros equipamientos públicos al sector privado, sin cuidar el sentido social que debe seguir el diseño de una amplia variedad de infraestructuras, ni tampoco las sinergias favorables que es preciso asegurar entre capital público y productividad. Ante este escenario, en el caso de México es urgente buscar alternativas de financiamiento de las infraestructuras, donde el Estado tenga una mayor presencia como inversor y planeador, y donde la participación privada pudiera seguir teniendo un papel muy activo, pero sobre principios de conciliación entre ganancia y prioridades públicas de desarrollo.

Llegado a este punto, es necesario preguntarse sobre la existencia de eventuales *spillovers interestatales*, que pudieran reflejarse a través de la influencia que sobre el crecimiento interestatal, tiene la interrelación de los ritmos de crecimiento entre estados. Como ya se indicó, este hecho puede ser identificado a través del coeficiente " $\rho$ " que incorpora el modelo general de efectos espaciales (SAC) o el de rezago espacial (SAR). La investigación confirmó que el modelo menos fiable para corregir por autocorrelación espacial fue el SAR y que cuando se utilizó el modelo SAC, este colapsaba por lo general en un modelo SEM debido a que el coeficiente " $\rho$ " (o *rho*), era en la mayoría de los casos no significativo.

Luego entonces, no hay evidencia abrumadora de que los derrames tecnológicos pudieran estarse presentando de manera sistemática entre estados. Al respecto, existen algunos indicios

de su presencia para la primera mitad de los ochentas y para el periodo del TLCAN (1995-2004). No obstante, estos datos deben aún ser corroborados mediante la selección de algún modelo teórico de efectos espaciales (aplicando el SAC o el SAR para todo el periodo), lo cual no se abordó de manea suficiente en la presente investigación.

Se puede adelantar que la evidencia sobre autocorrelación interestatal encontrada en el Capítulo cuatro, más que reflejar *spillovers* significativos de innovación, muestran una interacción entre entidades altamente focalizada, que no necesariamente se refiere a intercambios de alto valor agregado o a imitaciones tecnológicas en el espacio. En general, la difusión de innovaciones entre estados se encuentra muy poco generalizada en México. Hay que decir no obstante, que hubiese sido más realista y pertinente valorar las externalidades tecnológicas teniendo a la ciudad como objeto de análisis en lugar de la entidad federativa. Queda esto pendiente para futuras investigaciones.

## **CONCLUSIONES**

En este trabajo se confirman cuatro tendencias fundamentales: i) en el último siglo se ha verificado un proceso convergente que resulta ser sumamente lento en México; ii) la convergencia se ha tornado irregular y marcadamente declinante desde el proceso de liberalización, sobre todo a partir de 1995; iii) entre los factores que explican la lentitud con la que marcha el proceso de convergencia, obedece entre otras razones: a la existencia de una débil inerrelación espacial que contribuye al aislamiento y a debiles efectos de derrame interregional (*spillover*). No hay evidencia de un sistema interestatal lo suficientemente integrado; iv) contrario a lo esperado, en el último siglo las exportaciones no se han revelado como uno de los condicionantes centrales del proceso de convergencia. En este sentido, se encuentran en tercer término frente la importancia que ha tenido la educación y las infraestructuras para acortar la brecha entre regiones ricas y pobres.

No puede descartarse del todo, de que la apertura comercial ha reforzado las tendencias contrapuestas de un sistema regional que en lo interno, seguramente funciona a varias velocidades. En el, al menos dos focos de desarrollo –uno en maduración y retroceso, y el otro en expansión– concentran cada vez más la riqueza sin que se observe un proceso de difusión significativo de la misma al resto de las regiones.

Aún en el corto y mediano plazo la influencia de las exportaciones como condicionante de la convergencia ha tendido a declinar, lo cual pone en entredicho una estrategia de crecimiento apoyada en las ventas externas, que no toma en cuenta el balance comercial usualmente desfavorable que se asocia a las importaciones derivadas de exportaciones temporales, así como a la vulnerabilidad del país ante cambios en los precios internacionales del crudo. Como actualmente ocurre.

Contrario a lo que señalan otros estudios, en este trabajo no se encuentra evidencia fuerte de que la apertura haya detonado procesos claramente divergentes entre estados. Sin embargo, muestra indicios de que a partir del proceso de liberalización, declinó en forma acentuada. Es decir, se comparte la idea de que el impacto de la apertura sobre el proceso de convergencia no ha sido del todo positivo.

Con base en la experiencia histórica, es probable que el actual episodio recesivo que padece el país, desvié todavía más la tendencia convergente que hasta ahora había logrado el país. La caída tan pronunciada que ha resentido la actividad económica en los estados más articulados con los flujos internacionales de comercio y de inversión –como es el caso del norte y las zonas turística del país–, podría incluso conducir a una tendencia divergente y a un retroceso de décadas con respecto hasta lo que hasta ahora se había logrado en cuanto a reducción de las disparidades regionales. Esta es desde luego, una hipótesis.

Frente a lo anterior, es quizá necesario recuperar la política de gasto público como instrumento revitalizador de un crecimiento regional más equilibrado. Sobre el particular, resulta urgente volver a revisar y a debatir, los criterios de asignación de recursos de fomento regional, su monto, orientación y el tipo de acciones coadyuvantes que deben implementarse, no sólo para encontrar la mejor fórmula para combatir los grados de pobreza regional prevalecientes, sino también, para alcanzar umbrales mínimos de capacidad institucional, tecnológica y empresarial, que permitan una canalización eficiente, responsable, auto sostenida y al mismo tiempo equilibrada, de los recursos públicos de impacto regional. Seguramente es este, y no la simple transferencia de una mayor cuantía de recursos a regiones rezagadas, uno de los mayores retos que deben alcanzar las políticas públicas en México.

Retomar el reto de compatibilizar la eficiencia con la equidad regional, en la asignación de un gasto público reducido por la crisis es uno de los mayores desafíos. La inevitable reducción de los montos de inversión, obliga a una priorización de la misma hacia aquellos rubros que detonen las capacidades locales de desarrollo. Por ejemplo, es necesario identificar y apuntalar aquella infraestructura de alcance interregional, que facilita: la cohesión geográfica de mercados, los efectos de arrastre de la inversión y el comercio entre economías municipales o estatales con potencial de complementación de mercados, y la integración de las entidades rezagadas al sistema regional del país.

Finalmente, debe reconocerse que la inversión en materia educativa, debe adscribirse a un proyecto estratégico de largo plazo de industrialización y apuntalamiento de la competitividad internacional pero con raíces internas, del cual actualmente se carece. En definitiva, la recesión internacional y la agudización de los rezagos regionales que se padecían antes de su aparición, obligan a una mirada de mayor horizonte, cuyos beneficios difícilmente podrán cosecharse en la próxima década. ¿Podremos soportarlo?

## **BIBLIOGRAFÍA**

Abramovitz, M. (1986). "Catching up, forging ahead, and falling", *Journal of Economic History*, 46, 385-406.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.

\_\_\_\_\_ (2004). *Space stat, version 1.80, user's guide*, University of Illinois, USA.

Barro, Robert J. y Xavier Sala-i-Martin (1991). "Convergence across status and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1, USA, pp. 107-182.

Barro, R.J. y X. Sala-i-Martin (1992). *Economic Growth and Convergence Across the United States*, NBER W.P. n1 3419, Agosto.

Calderón, Cuauhtémoc y Anna Tykhonenko (2006). "La liberalización económica y la convergencia regional en México", *Comercio Exterior*, Vol.56, Núm.5, México, D.F., pp. 374-381.

Cermeño, Rodolfo (2001). "Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos. Un análisis de panel", *El Trimestre Económico*, Núm. 272, Octubre-Diciembre, México, D.F., pp. 603-629.

De Appendini, Kirsten A. (s.f.). *Producto bruto interno por entidades federativas. 1900, 1940, 1950 y 1960*, Centro de Estudios Económicos y Demográficos, El Colegio de México, documento mimeografiado, México, D.F.

De Appendini, Kirsten A., D. Murayama y R. M. Domínguez (1972). "Desarrollo desigual en México, 1900-1960", *Demografía y Economía*, No.16, pp. 1-40.

De León Arias, Adrián (2003). "Análisis de convergencia en productividad entre las manufacturas urbanas mexicanas, 1975-93", en: Fuentes Flores, Noé Arón, Alejandro Díaz-Bautista y Sárach Eva Martínez Pellegrini, *Crecimiento con Convergencia o Divergencia en las Regiones de México*, El Colegio de la Frontera Norte (El Colef), Plaza y Valdés, México, D.F.

Esquivel Hernández, G. (1999). "Convergencia Regional en México, 1940-95", *El Trimestre Económico*, Fondo de Cultura Económica, No.264, Octubre-Diciembre, pp. 725-61.

Fuentes, Flores, Noé Arón (2005a). "Apertura comercial y divergencia económica regional en México", en: Fuentes Flores, Noé, *et.al.*, *Crecimiento con Convergencia o Divergencia en las Regiones de México*, El Colegio de la Frontera Norte (El Colef), Plaza y Valdés, México, D.F.

Fuentes Flores, Noé y Eduardo Mendoza Cota (2003). "Infraestructura pública y convergencia regional en México", *Comercio Exterior*, Vol. 53, México, D.F., pp. 178-187.

Gerber, Jim (2000). *Are incomes converging along the U.S.-Mexico Border?*, Cuaderno de Trabajo, DES-SP-018, Seminario Permanente sobre Desarrollo Industrial y Procesos Migratorios, Departamento de Estudios Sociales, El Colegio de la Frontera Norte. Tijuana, Baja California, México.

Greene, William H. (1998). *Análisis econométrico*, Prentice Hall, Madrid, España.

Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 65: 1-29. Versión castellana en Kuznets, S. (1970). *Crecimiento Económico y Estructura Económica*, Gustavo Gili, Barcelona, capítulo 9.

\_\_\_\_\_ (1970). *Crecimiento Económico y Estructura Económica*, capítulo 9, Gustavo Gili, Barcelona, España.

Le Sage, James P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics. Matlab tutorial*, Department of Economics, University of Toledo, February. <http://www.spatial-econometrics.com>

López-Bazo. E. Vayá, E., Mora. A.J. y Suriñach, J. (1999). "Regional economic dynamics and convergence in the European Union". *The Annals of Regional Science*. 33(3):343-370.

Mella Márquez, José María; Asunción López; y Coro Chasco Yrigoyen (2005). *Crecimiento económico y convergencia urbana en España*, Instituto de Estudios Fiscales, Serie Investigaciones, INV. No. 6/05, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Departamento de Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Madrid (UAM), Madrid, España.

Mendoza, G., Miguel Ángel (2003). "La dinámica económica regional en México. 1940-2002", *Territorio y Economía*, SIREM, México, D.F., pp. 12-22

Mendoza Cota, Eduardo y Mary Villena Santana (2006). "Liberalización económica y crecimiento regional en México", *Comercio Exterior*, Vol. 56, Núm.2, Julio, México, D.F.

Messmacher Linartas, Miguel (2000). *Desigualdad Regional en México. El Efecto del TLCAN y otras Reformas Estructurales*, Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, diciembre.

Moreno, Serrano Rosina y Esther Vayá Valcarce (2002). "Econometría espacial: nuevas técnicas para el análisis regional. Una aplicación a las regiones europeas". *Investigaciones Regionales*. No.1. Asociación Española de Ciencia Regional. Madrid, España.



Ortiz Avalos, Luis y Wilfrido Ruiz Ochoa (2009). "Convergencia intermunicipal de las manufacturas en Sonora", Tijuana, Baja California, aceptado para su publicación en *Frontera Norte*, para el segundo semestre del 2010.

Pulido San Román, Antonio (2000). *Economía en Acción*, Editorial Pirámide, Fundación ICO, Madrid, España.

Ramírez Hernández, Javier Jesús (2004). *La determinación de los ciclos clásicos en México y su posible explicación*, El Colegio Mexiquense, Doctorado en Ciencias Sociales, México.

Rey, S. R., y B.D. Montouri (1999). "US regional income convergence: A spatial econometric perspective". *Regional Studies*, Num. 33, USA, pp. 143-156

Rivera-Batiz, Luis y V. Hugo Juan-Ramón, (1996). *Regional growth in Mexico: 1970-93*, International Monetary Fund, Working Paper, 96/92, Washington, D.C.

Rodríguez-Oreggia, Eduardo (2002). *Polarization of income under structural changes : winners and losers of regional growth in Mexico*, Documento en Red, sin edición.

Rodríguez-Posé, Andrés (1997). "El papel del factor estatal en la percepción de la convergencia regional en la Unión Europea", *Información Comercial Española*, núm. 762, mayo 1997, Madrid, España, pp. 9-23.

Rodríguez-Pose, Andrés (2002). "Desequilibrios socioeconómicos y política regional en la Europa Comunitaria", Tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid, España

Rodríguez, José Alberto (2003). "El modelo neoclásico y la convergencia entre entidades federativas de México: periodo 1975-1993", en: Fuentes Flores, Noe Arón; Díaz-Bautista, Alejandro y Martínez-Pellégrini, Sáráh (coordinadores), *Crecimiento con convergencia o divergencia en las regiones de México: asimetría centro-periferia*, El Colegio de la Frontera Norte, Departamento de Estudios Económicos, Tijuana, Baja California.

Ruiz Chiapetto, Crescencio (2000). "Desigualdades regionales en México, 1900-1993", *Estudios Demográficos y Urbanos*, Volumen 15, Número 3, México, septiembre-diciembre, pp. 533-82.

Ruiz Ochoa, Wilfrido (2006). "Alcance del método de asignación geográfica relativa del producto, para construir una visión retrospectiva del crecimiento regional en México", en: *Análisis Económico*, Volumen XXI, No. 46, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco, México, D.F., pp. 327-353.

\_\_\_\_\_ (2007). *Convergencia Económica Interestatal en México, 1900-2004*, Tesis de Doctorado, Universidad Autónoma de Madrid, julio del 2007, Madrid, España. Ver: <http://digitool-uam.greendata.es>.

\_\_\_\_\_ (2008). "Exploración de largo plazo del rezago regional y de las disparidades interestatales del PIB per cápita en México", *Análisis Económico*, Volumen XXIII, No.54, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco, México, D.F., pp. 77-102.

Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes de crecimiento económico*, Antoni Bosch, Barcelona, España.

Sánchez-Reaza, Javier y Rodríguez-Pose, Andrés (2002). "The impact of trade liberalization on regional disparities in Mexico", *Growth and Change*, 33, 1, enero, USA, pp. 72-90.

Solow, R.M. (1956). "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.70, pp. 65-94. Versión castellana como: Un modelo de crecimiento. En: Sen Amartya (1970): *Economía del Crecimiento*, FCE, México, D.F., 1979.

\_\_\_\_\_ (1970). *La Teoría del crecimiento*, FCE, México, D.F., 1976.

Vayá Valcarce, Esther y Rosina Moreno Serrano (2000). *La utilidad de la econometría espacial en el ámbito de la ciencia regional*, Universidad de Barcelona, Documento de Trabajo 2000-13, Mayo, Barcelona, España.

## **Fuentes de información estadística**

Banco de Comercio Exterior (Bancomext), (2000). *Estadísticas de Comercio Exterior de México. Entidades Federativas*, Bancomext, México, D.F. (versión en CD).

\_\_\_\_\_ (2004). *Estadísticas de Comercio Exterior de México. Entidades Federativas*, Bancomext, México, D.F., (versión en CD).

Banco de Comercio (Bancomer), (2003). *Calidad en los servicios de educación básica*, Bancomer, Serie Propuestas, No.26, México, D.F.

Banco de México (BM), (varios). *Indicadores financieros regionales*, Subdirección de Investigación del Banco de México (BM), México, D.F., varios números.

Banco Nacional de México (Banamex), (1985). *México Social. Anuario Estadístico*, Departamento de Estudios Sociales de Banamex-Accival, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1990). *México Social. Anuario Estadístico*, Departamento de Estudios Sociales de Banamex-Accival, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1994). *México Social. Anuario Estadístico*, Departamento de Estudios Sociales de Banamex-Accival, México, D.F.

Comisión Nacional Bancaria (CNB), (varios años). *Boletín Estadístico*, CNB, México, D.F., varios números.

Comisión Nacional Bancaria y de Seguros (CNBS), (varios). *Boletín Estadístico*, CNBS, México, D.F., varios números.

Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV), (varios). *Boletín Estadístico de Banca Múltiple*, CNBV, México, D.F., varios números.

Consejo Nacional de Población (Conapo) (2007). *Índices de marginación por entidad federativa 2005*, Conapo, México, D.F.

Departamento de la Estadística Nacional (DEN), (1930). *Primer censo de edificios de los Estados Unidos Mexicanos*, DEN-Juan Ballesteros, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1933). *Primer Censo Industrial de 1930. Resumen general*, Volumen I, Secretaría de Industria y Comercio, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (varios). *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos (AEEUM)*, Secretaría de la Economía Nacional, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1943). *Censo de Población de 1940. Resumen General*, Secretaría de la Economía Nacional, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1957). *Quinto censo industrial y tercer censo de transportes, 1950. Resumen general*, Secretaría de Economía, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1959). *Estados Unidos Mexicanos. Cuarto censo de transportes 1955. Resumen General*, Secretaría de Industria y Comercio, México, D.F.

Dirección General de Estadística (DGE), (varios años). *Anuario Estadístico del Comercio Exterior de los Estados Unidos Mexicanos (AECEEM)*, Secretaría de la Economía Nacional y DGE, México, D.F., varios números.

Grupo Consultor Independiente (2007). *Sistema de Información Regional de México (SIREM). Demo del Sirem regional*, , México. En red: <http://www.sirem.com.mx/>

Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática (INEGI), (1981). *Información del sector asentamientos humanos*, INEGI y Secretaría de Desarrollo Urbano y Ecología (SEDUE), Aguascalientes, México.

\_\_\_\_\_ (1982), *Manual de Estadísticas Básicas del Sector Comercio*, INEGI-SPP, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1987). *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto Trimestral a precios de 1980*, PNUD-INEGI, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1990). *La industria automotriz en México*, INEGI, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1992). *XIII Censo industrial. Resumen general*, INEGI, Aguascalientes, México.

\_\_\_\_\_ (1994). *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto por Entidad Federativa, 1985 y 1988*, INEGI, Aguascalientes, México.

\_\_\_\_\_ (1999). *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto por Entidad Federativa, 1993-1999*, INEGI, Aguascalientes, México.

\_\_\_\_\_ (2004). *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto por Entidad Federativa. Metodología*, Instituto Nacional de Estadística, Aguascalientes, México.

\_\_\_\_\_ (2005). *XV Censo industrial. Resumen general*, INEGI, Aguascalientes, México.

\_\_\_\_\_ (2006). *Banco de Información Económica (BIE)*, INEGI, Aguascalientes, México. En: [http:// www.inegi.gob.mx](http://www.inegi.gob.mx).

\_\_\_\_\_ (varios). *Anuarios Estadísticos Estatales (AEE)*, INEGI, Aguascalientes, varios números.

\_\_\_\_\_ (varios). *Cuaderno de Información Oportuna Regional (CIOR)*, Aguascalientes, México, varios números.

\_\_\_\_\_ (varios). *Estadísticas de la Industria Maquiladora de Exportación (EIME)*, Aguascalientes, México, varios números.

\_\_\_\_\_ (varios). *Anuario de Estadísticas por Entidad Federativa (AEEF)*, Aguascalientes, México, varios números.

Nacional Financiera (Nafinsa) (1993). *La economía mexicana en cifras*, Nafinsa, 15ª edición, México, D.F.

Poder Ejecutivo Federal (PEF), (1990). *II informe de gobierno*, PEF-Gobierno de la República, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (2006). *Sexto informe de gobierno*, PEF-Gobierno de la República, México, D.F.

Secretaría de Comunicaciones y Obras Públicas (SCOP) (1945). *Estadística de Ferrocarriles y Tranvías de Concesión Federal*, Departamento de Ferrocarriles en Explotación y SCOP, México, D.F.

Secretaría de Comunicaciones y Obras Públicas (SCOP) (1950). *Estadística de Ferrocarriles y Tranvías de Concesión Federal*, Departamento de Ferrocarriles en Explotación y SCOP, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1964). *Anuario Estadístico de la S.C.T.*, Junta Local De Coordinación de Estadística, SCT, México, D.F.

Secretaría de Programación y Presupuesto (1979). *La población en México, sus ocupaciones y niveles de bienestar*, Coordinación General de los Servicios Nacionales de Estadística, Geografía e Informática, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1980c). *Manual de Estadísticas Básicas del Sector Asentamientos Humanos*, Tomo II, SCT-SPP, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1981). *Manual de Estadísticas Básicas del Sector de Comunicaciones y Transportes*, SCT-SPP, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1982). *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto por Entidad Federativa, 1980*, SPP-PNUD, México, D.F.

\_\_\_\_\_ (1985). *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto por Entidad Federativa, 1970, 1975 y 1980*, INEGI-PNUD, México, D.F.

### **Nota Técnica 1. Contrastes estadísticos para discriminar entre modelos de efectos espaciales**

En el Cuadro A.1 se indican los contrastes de fiabilidad estadística que se han utilizado, los cuales comparten como hipótesis nula la ausencia de autocorrelación espacial. Para el caso de las estimaciones vía Mínimos Cuadrados Ordinarios, se cuenta primeramente con el I global de Moran y con el cociente de verosimilitud o *Likelihood Ratio Test* (LR), para corroborar la existencia de autocorrelación residual. Este último contraste, se basa en la diferencia entre el logaritmo de verosimilitud de un modelo SEM y uno MCO.

El contraste de Moran presenta escaso poder para discriminar entre la existencia de un esquema de autocorrelación residual o sustantiva, por lo que suele preferirse otras aproximaciones asintóticas para probar la autocorrelación de los residuos de cuadrados ordinarios que se basan en: criterios de máxima verosimilitud, como es el caso del de *Wald*; y en multiplicadores de *lagrange* (LM), entre los que se encuentra el LM-ERR. Ambas pruebas, se derivan de los residuos de verosimilitud de un modelo SEM. Este análisis se complementó con el contraste LM-EL de Bera y Yoon (1992), cuya diferencia con LM-ERR reside en que es robusto ante posibles especificaciones erróneas locales, como es la presencia de una variable endógena retardada espacialmente (Vayá y Moreno, 2000: 24).

Para identificar un posible modelo SAR, se utiliza la prueba LM-LAG que maneja Moreno y Vayá (2002) o bien, el test LM-SAR propuesto originalmente por Anselin (1988:106). De acuerdo a Le-Sague (1999: 75), este contraste valora el grado de autocorrelación espacial que presentan los residuos de un modelo SAR y se basa más en la probabilidad de que  $\rho$  no sea igual a cero, que en el comportamiento de los residuos de MCO. En este caso también se

complementa el análisis de identificación de residuos de un SAR, con el test robusto LM-LE que, como el LM-EL, considera especificaciones erróneas locales.

Para enfrentar el hecho de que tanto la variable dependiente como el término de error pudieran estar autocorrelacionados se utilizó el contraste SARMA (acrónimo en inglés para un proceso autorregresivo espacial y media móvil), siguiendo la especificación sugerida por Anselin (2004).

Los contrastes utilizados requieren de la normalidad del término de perturbación así como de la linealidad del modelo de regresión. Además, de acuerdo a Vayá y Moreno (2000:25), los test I de Moran, LM-ERR y LM-EL, no siempre resultarán válidos cuando se incorporan regresores endógenos –como es el caso del presente investigación. En consideración de estas restricciones, cuando la comparación entre contrastes no permitía obtener conclusiones precisas, se siguieron diversas estrategias para discriminar entre modelos alternativos, que partieron del siguiente criterio general: se seleccionaron aquéllos modelos en los que fuera posible con mayor probabilidad, aceptar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación. Así, a menor probabilidad de rechazo de dicha hipótesis (que implica *p-values*<sup>12</sup> altos), se asumió que el modelo de referencia se encontraba dentro de los adecuados para corregir por autocorrelación espacial de los residuos o del retardo espacial.<sup>13</sup> Por otra parte, dado que el modelo Durbin supone gran pérdida de grados de libertad, se aplicó solamente en el caso de la convergencia condicional parcial, esto es, cuando se incluyó a las variables dependientes una por una.

---

<sup>12</sup> La significación de los coeficientes no se hace mediante la *t* de *student*, en su lugar se utiliza un *p-value* estandarizado que tiene su misma interpretación.

<sup>13</sup> Esta norma es seguida en los ejemplos proporcionados por LeSage (1999: 79-80, 81-82 y 93-95).



## **ANEXO GENERAL**

Tipo	Fórmula del contraste	Significado	Para valorar
I de Moran	$I = \frac{n}{S} [e' W e] / e' e$	e: residuos MCO; N: tamaño muestral; S: suma de todos los elementos $w_{ij}$ de la matriz de pesos estandarizada (W).	MCO (*)
LM - ERR	$LM - ERR = \frac{[e' W e / \sigma^2]^2}{T_o} \sim \chi^2(1)$	e; residuos MCO; $\sigma^2$ es la estimación de la varianza residual. $T_o = tr(W + W') * W$	MCO (*)
LR-Ratio	$LR = N [\ln(\sigma_0^2) - \ln(\sigma_1^2)] + 2 \ln  I - \lambda W  \sim \chi^2(1)$	Donde $\sigma_0$ representa la varianza residual del modelo que no incorpora autocorrelación espacial (MCO); $\sigma_1$ del modelo SEM; y N indica el número de observaciones.	MCO Más fuerte (*)
Wald	$w_p = \lambda^2 [T_2 + T_3 - (1/n)(T_1)^2] \sim \chi^2(1)$ Con base en los residuos de un modelo SEM, mediante Máxima Verosimilitud. Donde $\beta = (I_n - \lambda W_p)$ con el máximo <i>likelihood</i> estimado del $\lambda$ .	$T_1 = tr(W_p * \beta^{-1})$ $T_2 = tr(W_p \beta^{-1})^2$ $T_3 = tr(W_p \beta^{-1})' (W_p \beta^{-1})$	SEM (*)
LM-SAR	$LM-SAR = (e' W e / \sigma^2) [T_{22} - (T_{21})^2 \text{var}(\rho)]^{-1} \sim \chi^2(1)$ $y = \rho C y + X \beta + u, u = \lambda W u + \varepsilon,$ $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$	$T_{22} = Tr(W * W + W' W)$ $T_{21} = Tr(W * C A^{-1} + W' C A^{-1})$ $A = (I_n - \rho C)$	SAR*
LM - EL	$LM - EL = \frac{[e' W e / \sigma^2 - T_1 (R J \rho - \beta)^{-1} e' W y / \sigma^2]^2}{[T_1 - T_1^2 (R J \rho - \beta)^{-1}]} \sim \chi^2(1)$	$R J_{\rho - \beta} = [T_1 + (W X \beta)' M (W X \beta) / s^2];$ $M = 1 - X(X'X)^{-1}X'; y, \text{ variable endógena; el resto de notación como antes.}$	SEM (robusto) (**)
LM - LAG	$LM - LAG = \frac{[e' W y / \sigma^2]^2}{R J \rho - \beta} \sim \chi^2(1)$	Notación como antes	SAR (**)
LM - LE	$LM - LE = \frac{[e' W y / \sigma^2 - e' W e / \sigma^2]^2}{R J \rho - \beta - T_1} \sim \chi^2(1)$	Notación como antes	SAR (robusto) (**)
SARMA	$Sarma = \frac{(e' W_{1y} / s^2 - e' W_{1e} / s^2)^2}{[R \tilde{J}_{\rho \beta} - T_1] + (e' W_{1e} / s^2)^2 / T_1}$	Notación como antes	SAC (**)

**Cuadro A.1. Algunos estadísticos de autocorrelación espacial en el modelo de regresión.**

Fuente y notas: Con base en Anselin (1988 y 2004), LeSage (1999) y Vayá, *et.al.* (2000). (\*) estimado mediante el *Toolbox spatial econometrics* de *Matlab*; y (\*\*) programación propia en *Matlab* siguiendo a Moreno y Vayá (2002).

Cuadro A.2. México, 1930-2004. Modelos estadísticamente más fiables de convergencia no condicional del PIBepc (controlando por estados de la frontera norte)

Indicador/periodo	1930-1940		1930-1940	1940-1950	1950-1960	1960-1970	1970-1975	1975-		1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2004
	/a							1980						
<b>Moran I</b>	0,182	0,160 *	-0,100 ns	-0,169 ns	0,074 ns	-0,0375 ns	0,311		-0,302	0,163 *	-0,105 n	0,276	0,270	
<b>Moran I-Statistic</b>	2,035	1,813 *	-0,372 ns	-0,93 ns	1,054 ns	0,131 ns	3,043		-2,058	1,806 *	-0,438 ns	2,802	2,733	
<b>LM-Err</b>	1,945 ***	1,498 ns	0,589 ns	1,660 ***	0,319 ns	0,082 ns	5,633		5,306	1,557 ns	0,644 ns	4,450	4,266	
<b>LR-Err</b>	2,074 **	1,588 ns	1,094 ns	2,046 ***	0,269 ns	0,088 ns	7,706		6,573	2,160 **	1,184 ns	4,493	4,711	
<b>Wald-Test</b>	1,424 ns	0,998 ns	1,336 ns	2,094 **	0,115 ns	0,047 ns	11,436		11,838	2,099 **	1,527 ns	4,017	5,318	
<b>LM-Err-Sar</b>	20,467	8,196	3,966	14,730	0,863 ns	1,285 ns	101,212		135,334	5,670	18,689	54,877	63,255	
<b>Sarma</b>	6,2598	3,282 ***	5,268 *	1,696 ns	0,607 ns	2,275 ns	6,798		8,649	2,403 ns	0,984 ns	7,031	5,371 *	
<b>Modelo</b>	SEM	SEM	SEM	SAC	SAC	SEM	SEM		SAC	SEM	SAC	SEM	SAC	
<b>R cuadrada</b>	0,250	0,326	0,370	0,262	0,604	0,135	0,326		0,839	0,445	0,101	0,302	0,473	
<b>R cuadrada ajustada</b>	0,199	0,279	0,327	0,212	0,576	0,075	0,280		0,827	0,406	0,039	0,254	0,436	
<b>Varianza</b>	0,0006	0,0005	0,0004	0,0005	0,0002	0,0004	0,001		0,0006	0,006	0,001	0,0002	0,0002	
<b>Log-likelihood</b>	84,817	86,641	91,96	106,101	117,855	90,382	71,523		85,243	84,564	91,255	104,493	112,294	
<b>Intercepto</b>	0,024 ns	0,048	0,081	0,076	0,155	0,077	0,056 ns		0,043 ns	0,182	0,008 ns	0,021 ns	0,116	
<b>PIBEpc inicial</b>	-0,003 ns	-0,014	-0,022	-0,023	-0,030	-0,011 ns	-0,007 ns		-0,0007 ns	-0,046	-0,007 ns	0,002 ns	-0,023	
<b>Condición fronteriza</b>	-0,021 *	-0,007 ns	0,021	0,017 **	-0,009 ns	-0,012 ns	-0,0008 ns		0,0006 ns	0,013 ns	0,023 ns	0,019	-0,006	
<b>rho</b>				0,048 ns	-0,199 ns				-1,850		-0,097 ns		-0,478 **	
<b>lambda</b>	0,312 **	0,274 ***	-0,280 ns	-0,085 ns	0,306 ns	-0,067 ns	0,606		1,119	0,361 *	-0,232 ns	0,437	0,739	
<b>Breush-Pagan LM</b>	3,954 **	6,395	1,871 ns	16,539	1,678 ns	2,289 ns	4,429 *		3,398 ***	4,517 **	15,874	2,332 ns	5,953 *	
<b>Durvin Watson</b>	2,194	2,243	1,682	2,167	1,400	2,348	2,248		2,037	2,100	1,973	1,900	2,144	
<b>Convergencia</b>	0,0030	0,0131	0,0199	0,0207	0,0262	0,0107	0,0069		0,0007	0,0414	0,0069	-0,0020	0,0220	
<b>Vida media</b>	234,5	52,9	34,9	33,5	26,4	64,7	100,7		991,9	16,7	100,7	-344,8	31,5	

Fuente: Elaboración propia

Notas: /a Tomando como año inicial 1900; (\*) significatividad entre 0.0501 y hasta 0.10; (\*\*) entre 0.1001 y hasta 0.15; (\*\*\*) entre 0.1501 y hasta 0.20 y (ns) no significativo; y, el resto de los índices (sin anotación o en blanco), presentan una significatividad menor al 0.05 por ciento.

**Cuadro A.3. México, 1930-2004. Resultados de los modelos estadísticamente más fiables de convergencia no condicional del PIB estatal per cápita (sin controlar por frontera norte)**

Indicador/periodo	1930-1940 .a	1930-1940	1940-1950	1950-1960	1960-1970	1970-1975	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2004
<b>Moran I</b>	0,285	0,180	-0,048 ns	-0,156 ns	0,079 ns	0,016 ns	0,328	-0,305	0,210	-0,074 ns	0,218	0,299
<b>Moran I-Statistic</b>	2,786	1,921	-0,015 ns	-0,888 ns	1,027 ns	0,504 ns	3,046	-2,161	2,044	-0,281 ns	2,155	2,814
<b>LM-Err</b>	4,742	1,898 ***	0,133 ns	1,414 ns	0,364 ns	0,0167 ns	6,281	5,416 *	2,585 **	0,319 ns	2,765 *	5,228
<b>LR-Err</b>	4,204	1,936 ***	0,298 ns	1,729 ***	0,310 ns	0,015 ns	8,071	6,523 *	3,441 *	0,532 ns	2,315 **	4,886
<b>Wald-Test</b>	2,936 *	1,219 ns	0,325 ns	1,737 ***	0,136 ns	0,006 ns	11,838	10,142	3,959 *	0,501 ns	1,208 ns	4,440
<b>LM-Err-Sar</b>	127,806	10,886	1,362 ns	14,448	0,947 ns	0,530 ns	124,823	131,882	10,706	48,460	94,886	70,535
<b>Sarma</b>	7,1794	3,516 ***	6,163	1,4231 ns	0,417 ns	1,1741 ns	7,125	8,0797	4,189 **	4,5891 **	3,5376 ***	7,329
<b>Modelo</b>	SEM	SAC	SEM	SAC	SAC	SAC	SEM	SAC	SAC	SEM	SEM	White
<b>R cuadrada</b>	0,201	0,390	0,265	0,204	0,585	0,506	0,324	0,800	0,465	0,030	0,122	0,1298
<b>R cuadrada ajustada</b>	0,174	0,370	0,240	0,178	0,572	0,489	0,301	0,793	0,447	-0,0019	0,093	0,099
<b>Varianza</b>	0,0006	0,0005	0,0004	0,005	0,0002	0,0002	0,001	0,0008	0,0005	0,0013	0,0002	0,0004
<b>Log-likelihood</b>	83,483	1.5.347	89,742	104,992	117,403	109,564	71,497	86,804	102,535	71,837	101,406	
<b>Intercepto</b>	0,028 ns	0,038	0,684	0,057 *	0,160	0,109	0,057 ns	0,045 ns	0,177	-0,012 ns	0,005 ns	0,084463
<b>PIBEpc inicial</b>	-0,007 ns	-0,013	-0,016	-0,153 *	-0,034	-0,012 ***	-0,007 ns	-0,004 ns	-0,043	-0,001 ns	0,007 ns	-0,01687
<b>rho</b>		0,481 **		0,044 ns	-0,131 ns	-0,914		-1,786	-0,150 ns			
<b>lambda</b>	0,396	-0,267 ns	-0,159 ns	-0,364 ns	0,256 ns	0,776	0,599	0,878	0,518 *	-0,194 ns	0,293 **	
<b>Breush-Pagan LM</b>	7,032	1,314 ns	0,003 ns	7,155	0,331 ns	0,701 ns	0,118 ns	0,152 ns	2,534 **	14,969	1,166 ns	4,832
<b>Durvin Watson</b>	2,302	0,208	1,7027	2,02	1,475	2,540	2,257	2,053	2,315	2,021	2,365	1,9486
<b>Convergencia</b>	0,0068	0,0122	0,0148	0,0928	0,0295	0,0114	0,0069	0,0040	0,0389	0,0009	-0,0071	0,0163
<b>Vida media</b>	102,4	56,7	46,7	7,5	23,5	60,9	100,7	175,0	17,8	751,9	-97,3	42,5

Fuente: Elaboración propia

Notas: .a Tomando como año inicial 1900; (\*) significatividad entre 0.0501 y hasta 0.10; (\*\*) entre 0.1001 y hasta 0.15; (\*\*\*) entre 0.1501 y hasta 0.20 y (ns) no significativo; y, los demás índices sin anotación, con significatividad menor al 0.05.

**Cuadro A.4. México, 1930-2004. Resultados de los modelos más fiables de convergencia del PIBepc, condicionada a la escolaridad promedio**

Indicador/ periodo	Controlando por condición frontera norte								Sin controlar por frontera norte							
	1930-1940	1940-1950	1950-1960	1960-1970	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	1930-1940	1950-1960	1960-1970	1970-1975	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000
<i>Moran I</i>	0.11 ***	-0.07 ns	-0.1 ns	-0.01 ns	-0.3 *	0.03 ns	0.00 ns	0.09 ***	0.116 ***	-0.04 ns	-0.01 ns	0.03 ns	-0.29 *	0.035 ns	0.01 ns	0.000 ns
<i>Moran I-St.</i>	1.37 ***	-0.07 ns	0.04 ns	0.43 ns	-1.87 *	0.84 ns	0.58 ns	1.34 ***	1.370 ***	0.113 ns	0.371 ns	0.64 ns	-1.91 *	0.742 ns	0.523 ns	0.475 ns
<i>LM-Err</i>	0.71 ns	0.26 ns	0.19 ns	0.01 ns	5.02	0.07 ns	0.000 ns	0.43 ns	0.787 ns	0.092 ns	0.004 ns	0.047 ns	4.915	0.071 ns	0.005 ns	0.0000 ns
<i>LR-Err</i>	0.90 ns	0.85 ns	0.27 ns	0.01 ns	6.34	0.09 ns	0.001 ns	0.95 ns	1.006 ns	0.131 ns	0.005 ns	0.045 ns	6.001	0.091 ns	0.010 ns	0.0000 ns
<i>Wald-Test</i>	0.67 ns	1.51 ns	0.20 ns	0.00 ns	10.27	0.04 ns	0.000 ns	1.02 ns	0.669 ns	0.094 ns	0.003 ns	0.02 ns	9.199	0.052 ns	0.01 ns	0.0000 ns
<i>LM-Err-Sar</i>	3.60 *	5.18	0.96 ns	0.01 ns	134	0.03 ns	0.29 ns	4.29	4.067	0.505 ns	0.014 ns	1.541 ns	131.7	0.029 ns	0.085 ns	0.025 ns
<i>LMEL</i>	1.27 ns	3.48 *	0.10 ns	0.00 ns	2.80 *	0.31 *	2.21 **	0.02 ns	1.273 ns	0.251 ns	0.061 ns	0.825 ns	3.30 *	0.333 ns	2.221 **	2.219 **
<i>LMLE</i>	2.96 *	5.27	0.33 ns	9.68 ns	3.71 *	0.32 ns	2.74 *	0.01 ns	3.025 *	0.515 ns	0.078 ns	0.950 ns	4.26	0.34 ns	2.661 **	2.497 **
<i>Sarma</i>	3.67 ***	5.53 *	0.53 ns	0.01 ns	8.73	0.39 ns	2.74 ns	0.45 ns	3.813 **	0.607 ns	0.083 ns	0.997 ns	9.178	0.42 ns	2.67 ns	2.497 ns
<i>Modelo</i>	SAC	SAC	Durbin	SEM	Durbin	SAC	SEM	SAR	SAC	SAC	SAC	Durbin	SAC	SAC	SEM	SAC
<i>R cuadrada</i>	0.48	0.56	0.49	0.66	0.22	0.63	0.238	0.27	0.485	0.331	0.655	0.215	0.84	0.63	0.24	0.305
<i>R ajustada</i>	0.42	0.52	0.37	0.63	0.03	0.59	0.156	0.19	0.450	0.285	0.632	0.10	0.83	0.61	0.183	0.257
<i>Varianza</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.001	0.00	0.0	0.000	0.000	0.00	0.001	0.00	0.001	0.0002
<i>Log-Lik.</i>	106	110.1	95.15	103	62.9	110.1	75.88	105.1	106.3	108.16	120.7	91.96	90.41	110.1	75.83	122.47
<i>Intercepto</i>	0.06	0.12	0.12	0.15	-0.45	0.01 ns	-0.151 *	-0.1 ***	0.060	0.099	0.152	0.123	-0.04 ns	0.011 ns	-0.16	-0.088
<i>PIBepc inicial</i>	-0.02	-0.02 *	-0.03	-0.05	-0.09	-0.1	-0.05	-0.01 ***	-0.02	-0.04	-0.05	-0.03	-0.04	-0.06	-0.05	-0.012 **
<i>Escolaridad</i>	0.02 **	-0.02 ns	0.06	0.05	0.20	0.13	0.171	0.07	0.020 *	0.052	0.048	0.059	0.136	0.13	0.179	0.078
<i>Frontera Nte.</i>	0.00 ns	0.02	0.01 ns	-0.01 ns	0.01 ns	0.00 ns	0.005 ns	0.011 *								
<i>rho</i>	0.55	-1.32	-0.33 ***	-0.70	-0.1 ns	0.13 ns	0.564	0.13 ns	0.564	-0.198 ns	0.064 ns		-1.77	-0.07 ns		0.372 ns
<i>lambda</i>	-0.52 ***	0.50	-	0.0 ns	0.09 ns	0.011 ns			-0.55 **	0.110 ns	-0.10 ns	0.04	0.90	0.086 ns	0.03 ns	-0.387 ns
<i>Breush-Pagan</i>	1.62 ns	3.19 ns	6.12 **	1.87 ns	19.67	2.66 ns	5.237	1.27 ns	0.813 ns	4.729 *	1.973 ns	1.756 ns	38.6	0.040 ns	0.38 ns	0.072 ns
<i>Durbin</i>	2.29	2.18	2.16	1.38	1.76	1.69	1.678	1.84	2.295	2.287	1.392	2.578	1.870	1.659	1.690	2.144
<i>Watson</i>																
<i>Convergencia</i>	0.02	0.01	0.03	0.04	0.07	0.05	0.044	0.01	0.018	0.036	0.043	0.03	0.04	0.053	0.04	0.012
<i>Vida media</i>	39.1	46.7	23.8	17.10	9.79	13.0	15.82	59.5	38.02	19.01	16.30	26.45	17.43	13.02	15.82	59.478

Fuente: Elaboración propia

Notas: ./a Tomando como año inicial 1900; (\*) significatividad entre 0.0501 y hasta 0.10; (\*\*) entre 0.1001 y hasta 0.15; (\*\*\*) entre 0.1501 y hasta 0.20; y, (ns) no significativo