



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Noriega, Antonio; Fontenla, Matías

La infraestructura y el crecimiento económico en México

El Trimestre Económico, vol. LXXIV (4), núm. 296, octubre-diciembre, 2007, pp. 885-900

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340952004>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

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

LA INFRAESTRUCTURA Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO EN MÉXICO*

*Antonio Noriega y Matías Fontenla***

RESUMEN

Establecemos un modelo teórico en el que la inversión en infraestructura complementa la inversión privada. Luego aportamos datos de series de tiempo en México del efecto de la infraestructura pública en la producción, y si estos niveles han sido fijados de manera óptima. En particular, estudiamos los efectos de largo plazo de choques en infraestructura en la producción real. Calculamos derivadas de largo plazo para los kilovatios de electricidad, los kilómetros de caminos y el número de líneas telefónicas instaladas. Encontramos que los choques en la infraestructura tienen efectos positivos y significativos en la producción para electricidad y caminos. Nuestros resultados respaldan los modelos en los que el crecimiento de largo plazo es causado por factores de producción endógenos. Para la electricidad y los caminos, la provisión de infraestructura no alcanza el nivel óptimo que maximiza el crecimiento.

ABSTRACT

We develop a model where investment in infrastructure complements private investment. We then provide time series evidence for Mexico on both the impact of public infrastructure on output, and on the optimality with which levels of infrastructure have been set. In particular, we look at the long-run effects of shocks to infrastructure on real output. We compute Long-Run Derivatives for kilowatts of electricity, kilometers of roads and phone lines, and find that shocks to infrastructure have positive and significant effects on real output for electricity and roads. These effects of infrastructure on output are in agreement with growth models where long-run growth is driven by endog-

* *Palabras clave:* crecimiento económico, infraestructura pública, derivada de largo plazo. *Clasificación JEL:* C12, C13, C22, O40, O54. Artículo recibido el 26 de octubre de 2005 y aceptado el 19 de enero de 2007 [traducción del inglés de Eduardo L. Suárez]. Una parte de este trabajo se realizó mientras Matías Fontenla se encontraba trabajando en el CIDE (Centro de Investigación y Docencia Económicas) y en la Universidad de Guanajuato. Agradecemos a dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO y a los participantes en la conferencia DECIT X y en el seminario de la Universidad Estatal de Houston. Agradecemos también la excelente ayuda de investigación de Ramón Velázquez y Mario Alberto Oliva.

** A. Noriega, Universidad de Guanajuato y Banco de México (correo electrónico: anoriega@banxico.org.mx). M. Fontenla, Universidad de Nuevo México.

enous factors of production. Our results further indicate that for electricity and roads, infrastructure provision has not reached growth maximizing levels.

INTRODUCCIÓN

El efecto de la infraestructura pública en la producción ha recibido gran atención desde que aparecieron las contribuciones de Aschauer (1989), quien demostró que la inversión en infraestructura pública tuvo un efecto significativo en el crecimiento económico de los Estados Unidos, y el modelo teórico del crecimiento de Barro (1990). Estos ensayos seminales indujeron nuevas investigaciones, con resultados mixtos.¹ Por ejemplo, Calderón y Servén (2003) demostraron que el estancamiento de la construcción de infraestructura en la América Latina, durante los decenios de los ochenta y noventa, explica en parte el freno del crecimiento económico experimentado en ese periodo. Por otra parte, Barro (1991), utilizando un conjunto de 98 países durante el periodo 1960-1985, no encuentra ningún efecto significativo de la inversión en infraestructura en las tasas del crecimiento. Dado que no existe un consenso empírico claro en las comparaciones entre países, resulta interesante el estudio de países individuales. Lo haremos así en el caso de México.²

Presentamos un modelo teórico basado en Barro (1990), en el que la inversión en infraestructura complementa la inversión privada. Luego adaptamos la noción de Fischer y Seater (1993) de una derivada de largo plazo a fin de proporcionar datos de series de tiempo para México.³ Estudiamos el efecto a largo plazo de la infraestructura pública en la producción, así como el carácter óptimo de los niveles de infraestructura alcanzados. México es un caso en particular importante porque se trata de un país que ha aplicado programas radicales de estabilización y ajuste estructural en respuesta a las

¹ Véase una reseña de la bibliografía en Gramlich (1994).

² Un trabajo reciente acerca del caso mexicano es el de Ramírez (2004), quien descubre efectos positivos y significativos del gasto en infraestructura pública en la tasa de crecimiento de la producción utilizando un enfoque de corrección del error vectorial y datos agregados de la infraestructura pública. Nuestro enfoque difiere pues, para un modelo de crecimiento económico teórico, utilizamos datos de infraestructura agregados y aplicamos una metodología nueva para evaluar el efecto de la infraestructura pública en el crecimiento económico.

³ Fischer y Seater (1993) elaboraron en primer término su metodología para examinar la neutralidad y la superneutralidad del dinero. Nosotros la aplicamos al estudio de los efectos a largo plazo de la infraestructura en la producción.

crisis de los años ochenta y noventa. Aschauer (1998) afirma que, para algunas variables, las tasas de crecimiento de la infraestructura pública fueron negativas durante ese periodo.

Utilizamos datos anuales desde 1950 hasta 2003 del PIB *per capita* real y algunas variables de la infraestructura pública. Como en Canning y Pedroni (1999), nuestras variables incluyen medidas *per capita* de los kilovatios de electricidad, los kilómetros de carreteras y el número de líneas telefónicas. Con derivadas de largo plazo en un horizonte de 20 años, descubrimos que los choques en la inversión en carreteras y electricidad no son neutrales a largo plazo. Es decir, encontramos efectos positivos y significativos a largo plazo de la electricidad y las carreteras en la producción real. Así pues, estos efectos concuerdan con los modelos de crecimiento económico en los que el crecimiento a largo plazo es impulsado por factores de producción endógenos. Por otra parte, se descubre que la inversión en teléfonos es neutral, pero no superneutral, lo que implica que los choques en la tendencia de la inversión en teléfonos tienen un efecto permanente a largo plazo en la producción real. Sin embargo, este efecto a largo plazo de la inversión en teléfonos, que es positiva y significativa después de 11 años, se incluye en las derivadas a largo plazo. El hecho de que este efecto aparezca tras incluir 11 rezagos podría indicar el tiempo que tardan las inversiones en infraestructura en afectar a la producción efectiva.

Por lo que se refiere a los niveles que maximizan el crecimiento económico, aunque tanto la infraestructura de carreteras como la de electricidad tuvieron efectos positivos y significativos, estas dos variables no alcanzan esos niveles ni siquiera después de incluir 20 años. El resto de este ensayo procede como sigue. La sección I presenta el modelo teórico. La sección II analiza los datos y la metodología econométrica, mientras que la sección III muestra los resultados empíricos. Al final se presentan las conclusiones.

I. EL MODELO

Elaboramos un modelo de crecimiento sencillo adaptado de Barro (1990), en el que la infraestructura pública es un insumo en la producción del producto final y se financia con impuestos sobre el producto. La función de producción tiene la forma de Cobb-Douglas

$$y_t = A_t k_t^\alpha g_t \quad (1)$$

en la que y_t , A_t y k_t son el producto y el capital por trabajador, respectivamente, A_t es un índice de la tecnología y g_t es la cantidad de servicios de infraestructura proporcionados a cada productor. Los gastos de infraestructura se financian con un impuesto al ingreso de acuerdo con

$$g_t = \tau_t y_t \quad (2)$$

en que

$$\tau_t = \bar{\tau} + \varepsilon_t \quad (3)$$

y

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

Combinando (3) y (4) tenemos que

$$\tau_t = \bar{\tau} + \sum_{j=1}^k \rho^j \varepsilon_{t-j+1} \quad (5)$$

La ecuación (3) modela el comportamiento errático de la proporción infraestructura/PIB de México: fluctúa alrededor de un valor fijo $\bar{\tau}$, estando gobernadas las fluctuaciones por el proceso $AR(4)$. Cuanto más se aproxima ρ a 1 más persistentes son los choques en la infraestructura. Suponemos que ε_t es una variable aleatoria estacionaria con media igual a 0.

Hay una familia representativa de vida infinita cuya función de utilidad está dada por

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} e^{-\rho t} \quad (6)$$

en la que c_t es el consumo, σ es la elasticidad de sustitución intertemporal entre el consumo, y ρ es la tasa constante de preferencia por el tiempo. Cuando no hay crecimiento demográfico y la depreciación es 0, el capital evoluciona a lo largo del tiempo de acuerdo con

$$k_{t+1} = (1 - \delta) A_t k_t^\alpha g_t + c_t \quad (7)$$

La solución de equilibrio competitivo cuando $\delta = 1$ tiene la tasa de crecimiento de la economía

$$y = \frac{1}{\sigma} [(1 - \tau) A_t k_t^{\alpha-1} g_t] \quad (8)$$

Cuando α_t es constante la economía se encuentra en una vía de crecimiento equilibrado, y hay un crecimiento endógeno impulsado por el rendimiento constante a escala en el capital privado y en la infraestructura. En cambio, cuando $\alpha_t < 1$, hay rendimientos decrecientes en ambos insumos y el crecimiento económico a largo plazo será impulsado exógenamente por el progreso tecnológico captado por A_t .

Sabemos por (2) que $\alpha_t = g_t/y_t$, sustituyendo esto en (8) y maximizando respecto a g_t obtenemos

$$\frac{y}{g_t} = \frac{1}{k_t} \frac{1}{\alpha_t} \quad (9)$$

Ahora podemos igualar esta derivada a 0, lo que implica por el término que aparece entre corchetes que la tasa impositiva óptima para la economía es α_t^* . Ésta es nuestra versión del famoso resultado de Barro, sobre todo que, para maximizar el crecimiento económico, la tasa impositiva de la economía debe igualarse a la porción del ingreso que corresponde a la infraestructura.

Combinando (1), (2), (5) y utilizando las derivadas obtenemos la derivada de largo plazo ($LRD_{y,g}$), el efecto de una perturbación de la infraestructura en el producto real en relación con el efecto final de esa perturbación en la infraestructura.

$$\frac{y_t/\alpha_t}{g_t/\alpha_t} = \frac{k_t}{k_t} - \frac{k_t}{k_t} \frac{j-1}{j-1} \quad (10)$$

cuando el denominador es α_t . Dado que α_t^* es el nivel que maximiza el crecimiento económico (10) es óptimo en 1. Además, si descubrimos que la derivada de largo plazo (en lo sucesivo, LRD) es estadísticamente diferente de 0, los choques en la infraestructura serán persistentes. Por tanto, esto ofrecería apoyo para los modelos del crecimiento endógeno.

II. LOS DATOS Y LA METODOLOGÍA ECONOMETRICA

En esta sección intentamos ofrecer datos de series de tiempo para México en lo que se refiere al efecto de la infraestructura pública en

el ingreso y al carácter óptimo alcanzado por los niveles de la infraestructura, utilizando datos anuales desde 1950 hasta 2003.⁴ Utilizamos el producto interno bruto real dividido por la población para aproximarnos al ingreso real *per capita*. Las variables de la infraestructura pública son los kilovatios de electricidad, los kilómetros de carreteras y el número de las líneas telefónicas. La fuente de los datos de la producción y la población es Maddison (2006), mientras que los datos de la infraestructura provienen de diversas encuestas estadísticas publicadas por el INEGI (1986, 1994, 1997, 2006), la Secretaría de Economía (1950, 1954), la Secretaría de Industria y Comercio (1963, 1973) y la Secretaría de Programación y Presupuesto (1982). El tamaño de la muestra es el conjunto de datos homogéneos más grande posible, dada la información disponible.

En particular, nos interesan los efectos a largo plazo en el producto real, de los choques estocásticos en el nivel y la tendencia de la infraestructura, con base en un enfoque de series de tiempo. Fischer y Seater (1993) (FS en adelante) elaboraron una metodología para medir el efecto a largo plazo del dinero en la producción. Adaptamos su noción de una derivada a largo plazo (LRD) para medir el efecto final de un choque a la infraestructura en el nivel del producto (*per capita*) real en relación con el efecto de ese mismo choque en el nivel (o la tendencia) de la provisión pública (*per capita*) de infraestructura, con base en un vector de autorregresión (VAR) bivariado. Como lo explica FS, la LRD puede definirse sin considerar un marco estocástico específico, y el VAR bivariado se utiliza sólo en aras de la claridad de la exposición. Es decir, para el propósito de derivar y aplicar la LRD no hay necesidad de utilizar un VAR que incluya todas las variables del modelo teórico de la sección I.

Si el efecto a largo plazo no es significativamente diferente de 0, la inversión pública en infraestructura será neutral. Si el efecto se aleja significativamente de 0, la inversión en infraestructura pública tendrá efectos permanentes en el producto real, positivo o negativo, de modo que no es neutral. Por último, si el efecto a largo plazo se aproxima a 1 los efectos en la infraestructura moverán a la economía hacia su nivel maximizador del crecimiento económico. En los

⁴ Véase en Nazmi y Ramírez (1997) y en Aschauer (1998) un análisis económico del efecto de la inversión en infraestructura pública en el crecimiento económico para México.

términos de nuestro modelo de crecimiento, si $\partial/\partial t = 1$ en (10), la derivada de (9) será igual a 0.

Para fijar las ideas, consideremos el siguiente VAR bivariado estacionario invertible en la provisión de infraestructura *per capita* por parte del gobierno, g_t [en la que g se refiere a la electricidad (denotada por e), las carreteras (r), o las líneas telefónicas (p)] y el producto real *per capita*, y_t :

$$\begin{aligned} a(L) \frac{g}{g_t} &= b(L) \frac{y}{y_t} + \varepsilon_t \\ d(L) \frac{y}{y_t} &= c(L) \frac{g}{g_t} + w_t \end{aligned} \quad (11)$$

en que $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$ y $d(L)$ son polinomios en el operador de rezagos L , con $a_0 = d_0 = 1$, $(1 - L)$, y el símbolo \int_x significa el orden de integración de x ; es decir $\int_x = 1$ significa que x es integrado de orden uno ($I(1)$). Se supone que el vector de los errores (ε_t, w_t) es *iid*, media cero con matriz de covarianza con elementos σ_{ε}^2 , σ_w^2 , $\sigma_{\varepsilon w}$. La solución, o la representación de impulso-respuesta del sistema (11), está dada por:

$$\begin{aligned} g_t &= \int_x [(L) \varepsilon_t + (L) w_t] \\ y_t &= \int_y [(L) \varepsilon_t + (L) w_t] \end{aligned}$$

en que $\int_x (L) = d(L)/A$, $\int_y (L) = b(L)/A$, $\int_x (L) = c(L)/A$, $\int_y (L) = a(L)/A$, con $A = a(L)d(L) - c(L)b(L)$. Entonces, el efecto de la infraestructura pública se mide por la derivada a largo plazo de la producción respecto a los cambios estocásticos exógenos permanentes de la infraestructura pública:

$$LRD_{y,g} = \lim_k \frac{y_t - y_{t-k}}{g_t - g_{t-k}} \quad (12)$$

El límite de la proporción que aparece en (12) mide el efecto final de una perturbación (estocástica) de la infraestructura en el producto real en relación con el efecto final de esa perturbación en la variable de infraestructura. Se dice que g es neutral (superneutral) a largo plazo cuando, luego de un choque permanente al nivel (la tendencia) de la infraestructura, $LRD_{y,g}$ es igual a 0 ($LRD_{y,g}$ es igual a 0). Puede demostrarse que la computación de la LRD depende del orden de integración de cada variable, de acuerdo con la fórmula

$$LRD_{y,g} = \frac{(1-L)^g y(L)|_{L=1}}{(1)} \quad (13)$$

de la que podemos obtener valores para la *LRD* con diferentes órdenes de integración de las variables empíricamente relevantes. La *LRD* para la superneutralidad deriva de la misma fórmula reemplazando g por g^* .

Para la verificación de la neutralidad a largo plazo (LRN) de una variable de infraestructura de la producción, el orden de integración de la infraestructura debe ser por lo menos igual a $1/(g-1)$, porque de otro modo no hay cambios estocásticos permanentes de la infraestructura que puedan afectar la producción real. Cuando $g = y = 0$ la derivada a largo plazo es 0, lo que aporta una prueba directa de la ausencia de un efecto a largo plazo de la infraestructura en la producción. Cuando $g = y = 1$, $LRD_{y,g} = (1)/(1) = c(1)/d(1)$, y puede medirse la significación del efecto de un cambio permanente de la infraestructura en la producción.⁵ Para la verificación de la superneutralidad a largo plazo (LRSN) de una variable de infraestructura en la producción, la derivada a largo plazo relevante está dada por $LRD_{y,g} = (1)/(1) = c(1)/d(1)$. En cambio, no puede abordarse la superneutralidad cuando no hay cambios permanentes en la tasa de crecimiento de la infraestructura. En otras palabras, la superneutralidad requiere $g = 2$. El cuadro 1 resume las diversas posibilidades de acuerdo con el orden de integración de la producción y las variables de infraestructura.

CUADRO 1. *Restricciones de la neutralidad y la superneutralidad a largo plazo*

| y | $LRD_{y,g}$ | | | LRD_{y,g^*} | | |
|---|-------------|-------------|---------|---------------|------------|-------------|
| | $g = 0$ | $g = 1$ | $g = 2$ | $g = 0$ | $g = 1$ | $g = 2$ |
| 0 | Indefinido | 0 | 0 | Indefinido | Indefinido | 0 |
| 1 | Indefinido | $c(1)/d(1)$ | 0 | Indefinido | Indefinido | $c(1)/d(1)$ |

FUENTE: Adaptada de Fischer y Seater (1993).

Para los casos en que $LRD = (1)/(1) = c(1)/d(1)$, y suponiendo $b(1) = w = 0$, una estimación de $c(1)/d(1)$ es proporcionada por $\lim_k b_k$, en que b_k es el coeficiente obtenido de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de horizonte largo.

⁵ Como se explica en FS: "No nos interesan los parámetros individuales de $c(L)$ y $d(L)$ porque no son estructurales. Sólo nos interesan $c(1)$ y $d(1)$..." (p. 407).

$$\sum_{j=0}^k y_{t-j} = a_k + b_k \sum_{j=0}^k g_{t-j} + \epsilon_{kt} \quad (14)$$

En términos de nuestro modelo de crecimiento, la *LRD* puede expresarse como:

$$LRD_{y,g} = \lim_k \frac{1}{t} \quad (15)$$

en la que $\frac{1}{t}$ está dado por (5). Además, se encontró que la tasa óptima impositiva para la economía es τ_t^* . Por tanto en un contexto de maximización del crecimiento, *LRD* debe ser igual a 1. En otras palabras, la infraestructura debe ser no neutral y $\frac{1}{t} > 1$, para que la economía tienda hacia el crecimiento máximo. La significación del límite de $\frac{1}{t}$ se mide por una secuencia de estimaciones de MCO de b_k en (14) para $k = 1, \dots, 20$, junto con bandas de confianza de 95% alrededor de las estimaciones paramétricas, utilizando el estimador de la matriz de covarianza de Newey-West. La no neutralidad de una variable de infraestructura implica que el crecimiento es endógeno.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS

Como se señaló líneas arriba, el orden de integración de las variables es un primer paso decisivo para el cálculo de la *LRD*. Aplicamos cuatro pruebas: *i*) la de Said y Dickey aumentada por Dickey-Fuller (1984, ADF); *ii*) la GLS de Elliot, Rothenberg y Stock transformada por Dickey-Fuller (1998, DF-GLS); *iii*) la de Phillips-Perron (1988, PP), y *iv*) las de raíz unitaria de Ng y Perron: *MZa*, *MZt*, *MSB* y *MPT* (2001, NP).

En Dickey y Pantula (1987) se observó empíricamente que la probabilidad del rechazo de la hipótesis nula de una raíz unitaria (denotada H_1) contra la opción de la estacionariedad (H_0) aumenta con el número de las raíces unitarias presentes. En Pantula (1989) se presentan dos procedimientos secuenciales asintóticamente congruentes para la verificación de la hipótesis nula $H_{raíz}$ contra la opción $H_{raíz-1}$. Suponemos que se conoce *a priori* que el número máximo posible de raíces unitarias presentes en los datos es 2. A partir de los resultados de Pantula, las hipótesis deben verificarse secuencial-

CUADRO 2. Orden de integración del ingreso real y las variables de infraestructura, México (1950-2003)^a

| | ADF | DF-GLS | PP | NP | | | |
|----------|------|--------|------|-----------------|-----------------|-------|-------|
| | | | | MZ _a | MZ _t | MSB | MPT |
| <i>y</i> | 5.6* | 5.1* | 5.6* | 23.3* | 3.4* | 0.15* | 1.14* |
| <i>e</i> | 6.9* | 6.9* | 6.9* | 25.9* | 3.6* | 0.14* | 3.52* |
| <i>r</i> | 5.2* | 5.2* | 5.2* | 23.6* | 3.4* | 0.15* | 1.04* |
| <i>p</i> | 2.49 | 2.52 | 2.60 | 10.3 | 2.3 | 0.22 | 8.88 |
| <i>y</i> | 0.92 | 0.79 | 1.04 | 3.29 | 1.14 | 0.35 | 24.83 |
| <i>e</i> | 0.38 | 0.26 | 0.29 | 0.07 | 0.04 | 0.48 | 56.43 |
| <i>r</i> | 1.57 | 1.64 | 1.32 | 6.49 | 1.71 | 0.26 | 14.05 |

^a Regresión: $\text{raíz } X_t$ t a_r^* $\text{raíz } t^{-1} X_{t-1}$ k b_j^* $\text{raíz } X_{t-j}$ t , raíz 2 , 1 .

* Denota significación a 1%. *y*, *e*, *r*, *p* denotan la producción, la electricidad, las carreteras y los teléfonos (*per capita*), respectivamente.

mente en el orden H_2 y H_1 . Aquí realizamos las pruebas de raíces unitarias hacia abajo, principiando con una prueba de la hipótesis nula H_2 : exactamente dos raíces unitarias (o una raíz unitaria en las primeras diferencias de los datos). Si se rechaza la hipótesis nula H_2 verificamos la nula H_1 : una raíz unitaria en la representación autorregresiva de la serie, contra la opción de la estacionariedad. El cuadro 2 resume las propiedades de series de tiempo de las variables para México.

El orden de la aproximación autorregresiva para las pruebas ADF y DF-GLS se basa en el criterio de Perron $k = \max$.⁶ Para la prueba PP, el método de estimación espectral es el meollo de Bartlett, mientras que el ancho de la banda proviene de la selección automática de Newey-West. Para las pruebas NP el método de la estimación espectral utiliza el método AR GLS sin tendencia, mientras que la longitud del rezago proviene del BIC.

La parte superior del cuadro 2 presenta los resultados de la verificación de la nula H_2 contra la opción H_1 . Para la producción, la electricidad y las carreteras, los resultados indican el rechazo de dos raíces unitarias al nivel de 1% por todos los estadísticos de prueba. En cambio, para el caso de los teléfonos no puede rechazarse la presencia de dos raíces unitarias ni siquiera al nivel de 10% para todas

⁶ Empezamos con un valor máximo de 10 para el componente autorregresivo, $k = \max$ y disminuimos la extensión del rezago si el estadístico t de \hat{b}^* fue significativo al nivel de 5%. En todos los casos examinamos el correlograma resultante para verificar que no haya ninguna autocorrelación restante en los residuos, utilizando la k estimada.

las pruebas.⁷ Los resultados de la parte inferior indican que no es posible rechazar una raíz unitaria en la representación AR para cada serie (advuértase que, dado que ya se estableció que los teléfonos tenían dos raíces unitarias, no hay necesidad de verificar la existencia de una raíz unitaria en los niveles de esta variable).

Luego verificamos la causalidad de Granger entre cada variable de infraestructura y la producción, utilizando un máximo de 15 rezagos. Nuestros resultados (que ponemos a la disposición de los lectores) indican que, para todas las combinaciones de pares de variables (producción-electricidad, producción-carreteras y producción-teléfonos) y todos los valores de la longitud de los rezagos (entre 1 y 15), nunca ocurre que una variable de infraestructura cause la producción en el sentido de Granger (a un nivel de significación de 10% o menos). Por otra parte, las variables de infraestructura causan la producción en el sentido de Granger para valores mayores de la extensión de los rezagos (12 o más). Estos resultados indican que la causalidad opera en la dirección de infraestructura-producción y descartan la posibilidad de que los aumentos de la provisión de infraestructura causen el crecimiento de la producción.

Una vez establecido el orden de integración de cada variable, podemos computar la $LRD_{y,g}$ para verificar si nuestras variables de infraestructura son neutrales o no a largo plazo. Es decir, utilizando la LRD investigamos la medida en que cada variable de infraestructura y el ingreso real por trabajador cambian en último término por una perturbación exógena de la infraestructura. Si la variable de infraestructura de que se trate resulta ser no neutral (neutral), los choques exógenos a esta variable (no) deberán aumentar el ingreso *per capita*. Es importante destacar que, dado que las pruebas de neutralidad de Fischer y Seater (1993) se basan en la manera en que los cambios de la variable infraestructural se relacionan en último término con los cambios de la producción, la cointegración no es necesaria ni suficiente para la neutralidad a largo plazo.⁸

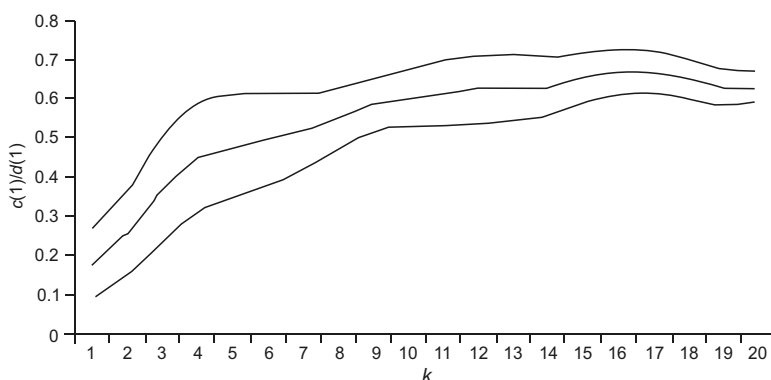
⁷ *e* sigue una tendencia decreciente (significativa) durante el periodo de la muestra. Por tanto, los resultados del cuadro para esta variable provienen de las regresiones muestrales con inclusión de una tendencia lineal (sin embargo, advuértase que surgen los mismos resultados cualitativos cuando sólo se incluye una constante en las regresiones muestrales). Dado que *p* sigue también una tendencia creciente (significativa) durante el periodo de la muestra, presentamos los resultados con inclusión de una tendencia lineal en las regresiones de prueba.

⁸ Véase los detalles en Fischer y Seater (1993), pp. 414-415.

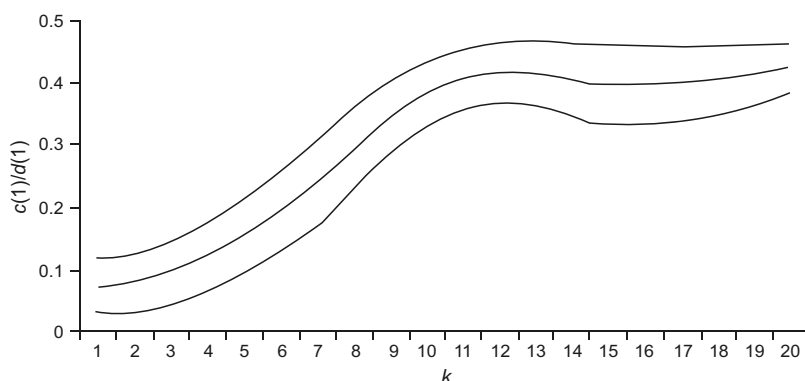
La gráfica 1 presenta estimaciones de la $LRD_{y,e}$ para el par de producción-electricidad [es decir, estimaciones de b_k en (14)] para un horizonte de $k = 20$ años,⁹ con bandas de intervalos de 95% de confianza, utilizando el estimador de covarianza de Newey-West que es congruente en presencia de la heteroscedasticidad y la autocorrelación de manera desconocida. La gráfica indica que la derivada de largo plazo ha sido positiva y significativa a corto y a largo plazos, lo que implica que un choque en la inversión pública en electricidad ha tenido un efecto positivo permanente significativo en la producción. Además, el efecto se fija entre 0.6 y 0.7 tras la inclusión de rezagos de 10 años. Este resultado apoya la noción del crecimiento endógeno. Pero la inversión en electricidad no alcanza su óptimo, porque el efecto a largo plazo no incluye al 1 en el intervalo de confianza.

Se infiere una interpretación similar para el caso de las carreteras. La gráfica 2 indica que un choque permanente en la infraestructura tiene un efecto positivo y significativo en el producto real a corto y largo plazos. Este efecto se fija alrededor de 0.4 después de incluir 11 años de rezagos. Sin embargo, no alcanza la provisión óptima ni siquiera después de un periodo de 20 años. Por tanto, como en el caso de la electricidad, la inversión en carreteras no parece haberse fijado a los niveles que maximizan el crecimiento económico.

GRÁFICA 1. *Kilovatios de electricidad*



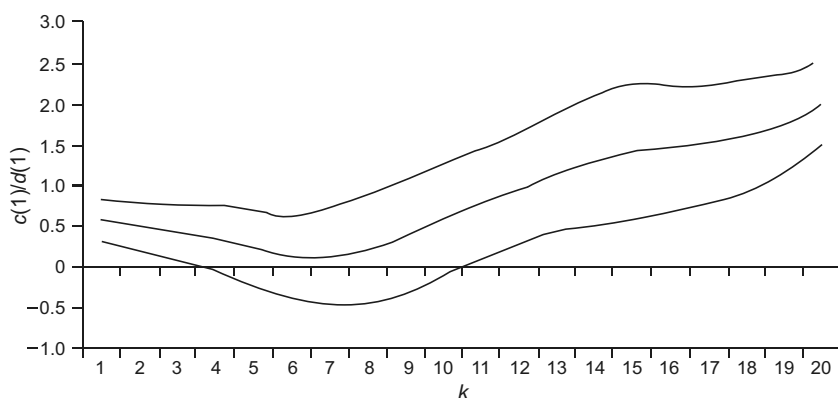
⁹ El aumento de la longitud del horizonte más allá de 20 años no modifica los resultados cualitativos y sí consume grados de libertad en la estimación.

GRÁFICA 2. *Kilómetros de carreteras*

Por último, el resultado obtenido para los teléfonos puede interpretarse utilizando las restricciones a LRN y LRSN (resumidas en el cuadro 1) implicadas por el orden de integración de las variables. Puesto que se descubrió que la producción sigue un proceso de una raíz unitaria ($\gamma = 1$), mientras que los teléfonos siguen un proceso de dos raíces unitarias ($\rho = 2$), las restricciones del cuadro 1 implican que la inversión en teléfonos es neutral a largo plazo. Es decir, un choque estocástico permanente al nivel de esta variable de infraestructura no tiene ningún efecto en la producción real a largo plazo.¹⁰ Sin embargo, dado que hay dos raíces unitarias en los teléfonos, se puede verificar la superneutralidad computando $LRD_{y, p} = c(1)/d(1)$ por medio de (14), a fin de evaluar si los choques a la tendencia de los teléfonos son neutrales a largo plazo. La gráfica 3 muestra que los teléfonos no son superneutrales: un choque permanente en la tendencia de los teléfonos tiene un efecto significativo a corto plazo (de los años 1 a 3) y, a partir del año 11, un efecto positivo y significativo a largo plazo en la producción (advértase que la LRD es insignificativa de los años 4 a 10).

En cuanto a los niveles que maximizan el crecimiento económico, (10) no es la ecuación correcta para interpretar los resultados de las líneas telefónicas, ya que lo que estamos calculando en este caso es la $LRD_{y, p}$ y no la $LRD_{y, g}$. En este caso, por tanto, no puede afirmarse nada acerca de los niveles óptimos de la infraestructura.

¹⁰ Recuérdese que en este caso $\rho = \gamma = 0$, lo que implica que la $LRD_{y, p} = 0$ y prueba directamente la inexistencia de un efecto de la infraestructura en la producción a largo plazo.

GRÁFICA 3. *Líneas telefónicas*

CONCLUSIONES

Este ensayo elaboró un modelo teórico en el que la inversión en infraestructura complementa a la inversión privada. Luego proporcionamos datos de series de tiempo para México en cuanto al efecto de la infraestructura en la producción y al carácter óptimo de los niveles de infraestructura establecidos. Utilizando la noción de Fischer y Seater (1993), de una derivada de largo plazo en un horizonte de 20 años, descubrimos que los choques en la infraestructura tienen efectos positivos y significativos de largo plazo en ambas medidas de la electricidad y las carreteras. Por tanto, estos efectos de la infraestructura en la producción concuerdan con los modelos del crecimiento económico en los que el crecimiento a largo plazo es impulsado por factores de la producción endógenos. Los resultados indican que, para la electricidad y las carreteras, no se han alcanzado en México los niveles de infraestructura que maximizan el crecimiento económico en el periodo estudiado. Por otra parte, descubrimos que los choques en la inversión en teléfonos no tienen ningún efecto en la producción. Sin embargo, los choques en la tendencia de la inversión en teléfonos tienen un efecto permanente en la producción real a largo plazo. Este efecto es positivo y significativo tras la inclusión de 11 años en las derivadas de largo plazo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aschauer, D. A. (1989), "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 23-2, pp. 177-200.
- (1998), "The Role of Public Infrastructure Capital in Mexican Economic Growth", *Economía Mexicana*, Nueva Época, 7(1), pp. 47-78.
- Barro, R. (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98, pp. 103-125.
- (1991), "Economic Growth in a Cross-Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, mayo, pp. 407-443.
- Calderón, César, y Luis Servén (2003), "The Output Cost of Latin America's Infrastructure Gap", William Easterly y Luis Servén (comps.), *The limits of Stabilization*, Banco Mundial.
- Canning, D., y P. Pedroni (1999), "Infrastructure and Long Run Economic Growth", mimeografiado.
- Dickey, D. A., y S. G. Pantula (1987), "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 5, núm. 4, pp. 455-461.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg y J.H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, núm. 4, pp. 813-836.
- Fischer, M. E., y J. J. Seater (1993), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework", *American Economic Review*, vol. 83, núm. 3, páginas 402-415.
- Gramlich, Edward M. (1994), "Infrastructure Investment: A Review Essay", *Journal of Economic Literature*, vol. 32, septiembre, pp. 1176-1196.
- INEGI (1986), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1985*, México.
- (1991), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1990*, México.
- (1994), *Estadísticas históricas de México*, tomos I y II, México.
- (1997), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1996*, México.
- (2006), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 2005*, México.
- Maddison, A. (2006), "World Population, GDP and Per Capita GDP, 1-2003 AD" (<http://www.ggdc.net/maddison>).
- Nazmi, N., y M. D. Ramírez (1997), "Public and Private Investment and Economic Growth in Mexico", *Contemporary Economic Policy*, 15(1), pp. 65-75.
- Ng, Serena, y Pierre Perron (1996), "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *Review of Economic Studies*, vol. 63, núm. 3, pp. 435-463.
- , y — (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, vol. 69, núm. 6, páginas 1519-1554.
- Pantula, S. G. (1989), "Testing for Unit Roots in Time Series Data", *Econometric Theory*, vol. 5, pp. 256-271.
- Phillips, P. C. B., y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.

- Ramírez, M. D. (2004), "Is Public Infrastructure Spending Productive in the Mexican Case? A Vector Error Correction Analysis", *Journal of International Trade and Economic Development*, 13(2), pp. 159-178.
- Said, E. S., y D. A. Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71, pp. 599-607.
- Secretaría de Economía (1950), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1943-1945*, Dirección General de Estadística, México.
- (1954), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1951-1952*, Dirección General de Estadística, México.
- Secretaría de Industria y Comercio (1963), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1960-1961*, Dirección General de Estadística, México.
- (1973), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1970-1971*, Dirección General de Estadística, México.
- Secretaría de Programación y Presupuesto (1982), *Anuario Estadístico de los Estados Unidos Mexicanos 1985*, México.