

¿CARRETERAS HACIA LA PROSPERIDAD? EVALUACIÓN DEL VÍNCULO ENTRE EL CAPITAL PÚBLICO Y LA PRODUCTIVIDAD (*)

John G. FERNALD (**)

Consejo de la Reserva Federal (EE.UU.)

Resumen

¿Refleja la correlación positiva entre infraestructuras y productividad alguna causalidad? Y de ser así, ¿en qué sentido? En mi opinión, cuando varía el crecimiento de las carreteras (el mayor componente de las infraestructuras), el crecimiento de la productividad varía de manera desproporcionada en las industrias estadounidenses con un mayor número de vehículos. El hecho de que las industrias con un gran uso de vehículos obtengan un mayor beneficio de la construcción de carreteras sugiere que las carreteras son productivas. En el margen, sin embargo, la inversión en carreteras no parece excepcionalmente productiva. De manera intuitiva, la red interestatal sería extremadamente productiva, pero no lo sería una segunda red. La construcción de carreteras explicaría, por lo tanto, una gran parte de la desaceleración de la productividad, a través del impulso puntual e irrepetible ejercido sobre la producción en los años 1950 y 1960.

Palabras clave: infraestructuras, productividad, carreteras.

Abstract

Does the positive correlation between infrastructure and productivity reflect causation? If so, in which direction? I find that when growth in roads (the largest component of infrastructure) changes, productivity growth changes disproportionately in U.S. industries with more vehicles. That vehicle-intensive industries benefit more from road-building suggests that roads are productive. At the margin, however, road investments do not appear unusually productive. Intuitively, the interstate system was highly productive, but a second one would not be. Road-building thus explains much of the productivity slowdown through a one-time, unrepeatable productivity boost in the 1950's and 1960's.

Key words: infrastructure, productivity, roads.

JEL classification: E62, O47, R53.

UNA serie de trabajos recientes en el área macroeconómica documentan una gran correlación entre las infraestructuras y la productividad en Estados Unidos y en otros países occidentales. No obstante, la interpretación de esta correlación sigue sin estar clara. Algunos autores argumentan que las infraestructuras proporcionan al sector privado servicios de gran valor y que la disminución de la inversión pública registrada a partir de principios de los años setenta explica una parte sustancial de la disminución de la productividad, ampliamente reconocida, que tuvo lugar aproximadamente en las mismas fechas. Por el contrario, otros autores argumentan que el capital público es endógeno, de manera que la causalidad se dirige de la productividad a la inversión pública, o que la correlación es completamente falaz, reflejando una especificación errónea de la tendencia (1).

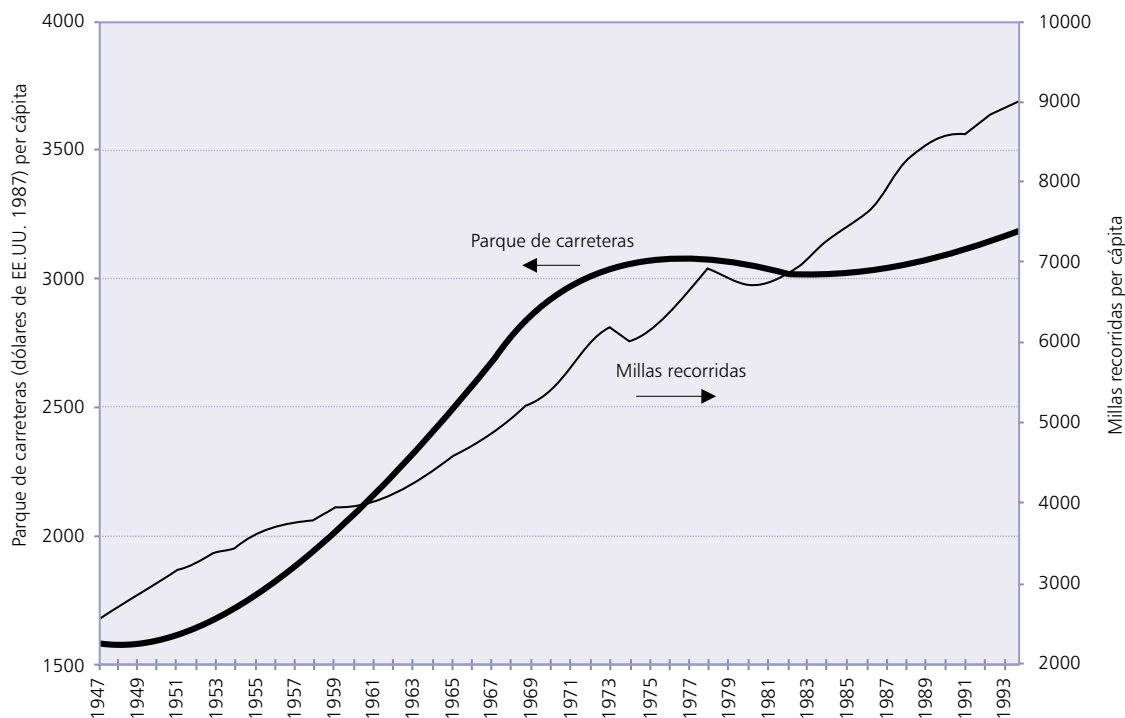
En este documento se analiza la interpretación de esta correlación centrándose en las carreteras, el mayor componente del capital público. En 1994, el valor del parque de carreteras era de 1,2 billones de dólares estadounidenses, representando aproximadamente una cuarta parte del PIB del sector privado. De hecho, en la década de los cincuenta y sesenta, la construcción de carreteras re-

presentó una fracción sustancial de la creación de capital en Estados Unidos, superando la inversión neta en carreteras en una cuarta parte al valor de la inversión privada no residencial neta. Como se muestra en el gráfico 1, el crecimiento de las carreteras disminuyó considerablemente a partir de principios de los años setenta y, en términos per cápita, el parque no ha variado apenas desde entonces.

Me interesa conocer de qué manera la variación en el crecimiento de las carreteras influyó en el comportamiento relativo de la productividad en la industria estadounidense entre 1953 y 1989. En el caso de que las carreteras sean productivas, los sectores que hagan un mayor uso de las carreteras deberían ser los mayores beneficiados. No hay ninguna medida directa del uso de las carreteras por parte de la industria. Sin embargo, considerando la complementariedad entre carreteras y vehículos, el uso de vehículos facilita una medida indirecta del uso de las carreteras.

El hecho básico que se señala en este documento es que los cambios en el aumento de las carreteras se asocian con cambios mayores en el aumento de la productividad en los sectores industriales con un

GRÁFICO 1
CARRETERAS Y MILLAS RECORRIDAS PER CÁPITA



Fuentes: Parque neto de carreteras según el Departamento de Comercio estadounidense (U.S. Department of Commerce, 1995). Millas recorridas según la Administración Federal de Carreteras (varios años).

mayor uso de vehículos. En primer lugar, la disminución de la productividad a partir de 1973 parece más acusada en los sectores industriales con una mayor cuota de vehículos. En segundo lugar, cuando se produce un incremento de las carreteras, la productividad tiende a aumentar en relación con la media en los sectores industriales con un mayor uso de vehículos, y a disminuir en aquellos con un menor uso de vehículos. Por lo tanto, los datos respaldan en gran manera la noción de que los sectores industriales con un gran número de vehículos se benefician de las carreteras de forma desproporcionada.

Este hallazgo sugiere que la correlación entre la productividad agregada y las infraestructuras reflejan causalidad desde los cambios en el parque de carreteras hacia los cambios en la productividad. Por ejemplo, supongamos que las carreteras no contribuyen a la productividad marginalmente, sino que son endógenas —a medida que crece la productividad agregada (y, por lo tanto, la renta), el Gobierno decide construir más carreteras. No debería esperarse entonces ninguna relación especial entre el uso

intensivo de vehículos de un sector industrial y el comportamiento relativo de su productividad cuando varíe el crecimiento de las carreteras. Asimismo, supongamos que la correlación es falaz y refleja una desaceleración común a principios de los años setenta. No hay ninguna razón para esperar un cambio mayor en la tendencia por parte de los sectores industriales que utilizan un gran número de vehículos.

La construcción de la red de carreteras interestatales alcanzó su punto álgido a finales de los años cincuenta y principios de los sesenta, y finalizó en su mayor parte en 1973. Los resultados sugieren que este auge en la construcción impulsó considerablemente la productividad. En particular, las estimaciones implican que la inversión pública obtuvo tasas de retorno por encima de la media y que contribuyó al crecimiento total del factor de productividad con aproximadamente un punto porcentual, más antes de 1973 que después de esta fecha. Por lo tanto, la inversión pública puede explicar una parte sustancial de la disminución de 1,3 puntos porcentuales en el crecimiento de la productividad.

Estos resultados plantean una pregunta estratégica importante: ¿ofrece la inversión pública una vía continua, si bien descuidada, hacia la prosperidad? Es decir, ¿podemos, mediante la construcción de carreteras, volver a retomar la forma de conseguir un aumento elevado de la productividad? Los datos de la industria no apoyan esta conclusión: marginalmente, no podemos negar que las carreteras ofrecen actualmente una tasa de retorno normal (o incluso de cero). Por lo tanto, los datos parecen compatibles con un escenario en el que la construcción masiva de carreteras de los años cincuenta y sesenta dio lugar a un impulso puntual del nivel de productividad, en lugar de ser una vía continua de aumento rápido de la productividad.

Esta conclusión —que las carreteras fueron excepcionalmente productivas antes de 1973, pero no lo son en el margen— es compatible con los argumentos relativos a una única red. En particular, la construcción de una red interestatal podría ser muy productiva, pero no lo sería la construcción de una segunda red. (Hulten, 1994, analiza con detalle la naturaleza de red de las infraestructuras). La conclusión es también compatible con los estudios de coste-beneficio. La Oficina de Presupuesto del Congreso estadounidense (U.S. Congressional Budget Office, 1991), por ejemplo, analiza estos estudios y señala que la construcción de nuevas carreteras urbanas representa un rendimiento medio real estimado del 10 al 20 por 100.

Finalmente, analizo la importancia empírica de la congestión del tráfico. La literatura empírica citada en la nota 1 ignora generalmente la congestión y asume que el capital público es un bien público puro y sin rivalidad. Como aproximación a la congestión, utilizo una medida del uso agregado de las carreteras: millas totales recorridas por camiones y coches. En el gráfico 1 se muestra que las millas recorridas siguieron aumentando regularmente después de 1973 (si bien a una tasa menor y más variable que antes de 1973), de manera que el uso medio de las carreteras (es decir, millas recorridas por unidad del parque de carreteras) también se incrementó regularmente. En un nivel agregado, las millas recorridas quizá midan más los servicios viales totales que la congestión, que reduce los servicios viales. Sin embargo, en el caso de un productor individual, las millas recorridas totales reflejan en gran parte el uso vial que realizan otros productores y que, por lo tanto, debería reducir los servicios viales.

La congestión no parece empíricamente importante antes de 1973, pero empieza a serlo a partir de esta fecha. Intuitivamente, estos resultados tienen

sentido. Cuando se construyó la red de carreteras interestatales, la incorporación de un vehículo adicional a la red no repercutía en los servicios disponibles para otros usuarios. A medida que aumentaba la congestión en la red, la adición de más vehículos (y, por lo tanto, el incremento del total de millas recorridas) reducía los servicios disponibles para otros usuarios. En otras palabras, la congestión es probablemente, y de manera intrínseca, un proceso no lineal. Los resultados sugieren que la congestión no se convirtió en un elemento importante hasta después de la finalización de la red interestatal.

En el apartado I, se desarrollan formalmente las implicaciones en el proceso de crecimiento de la hipótesis de que los sectores industriales con un gran número de vehículos utilizan la red vial de manera intensiva; en el II, se describen los datos y se analizan distintas cuestiones econométricas; en el III, se presentan los resultados, y en el IV, la conclusión.

I. MÉTODO

En el primer epígrafe, se consideran las decisiones de producción de las empresas y se establece la noción de que los sectores industriales con un gran número de vehículos utilizan las carreteras de manera relativamente intensiva. La ecuación resultante estimada implica que, cuando varían los servicios viales, la productividad debería variar más en las empresas con un mayor uso de vehículos. En el segundo, se analiza la manera de especificar un modelo para los servicios viales, considerando la naturaleza de red del parque de carreteras y la importancia potencial de la congestión.

1. Medición del crecimiento con capital público

Para cada empresa, supongamos que la producción de valor añadido Y_i depende de los factores de capital no relacionado con los vehículos K_i , del trabajo L_i y de los servicios de transporte que se producen en el sector T_i . La producción también depende del nivel tecnológico «neutral-Hicks» U_i . Los servicios de transporte dependen del flujo de servicios proporcionado por el parque agregado de carreteras públicas G , así como por el parque de vehículos en el sector V_i . Por lo tanto, omitiendo los subíndices de tiempo por simplicidad, cada función de producción sectorial toma la forma (2):

$$Y_i = U_i F^i(K_i, L_i, T(V_i, G)) \quad [1]$$

Nótese que la función de producción [1] trata de manera diferente el transporte adquirido y el producido. El valor añadido incorpora la contribución a la producción de los bienes intermedios. Por lo tanto, si, por ejemplo, un sector adquiriere servicios de transporte, representaría un valor añadido en el sector de transporte, no en el sector que compra.

Supongamos que cada una de las empresas es perfectamente competitiva y presenta rendimientos constantes a escala en los factores privados, lo que se puede ajustar automáticamente. F_J representa la derivada de la función de producción F con respecto a la entrada J . Entonces, la minimización de costes implica que la elasticidad de producción con respecto a J , F_J/F , equivale a la participación (cuota) de los factores en la renta, s_{ji} . Dado que se asume que no existen beneficios económicos, las cuotas de los factores privados suman uno. Si bien no podemos observar directamente la elasticidad de la producción con respecto a los servicios viales, podemos expresarla en relación con la elasticidad respecto a los vehículos, dada por la cuota s_{vi} :

$$\frac{F_G G}{F} = \left(\frac{F_G G}{F_V V} \right) \cdot \left(\frac{F_V V}{F} \right) \cdot \Phi_i \cdot s_{vi} \quad [2]$$

El parámetro Φ_i es igual a las elasticidades de producción en relación con las carreteras y los vehículos, siendo el parámetro clave que vincula las intensidades de vehículos observadas con el uso vial no observado. Esperamos que Φ_i sea positivo, lo que capta la noción de que los sectores con uso intensivo de vehículos utilizan también la red vial de manera intensiva. Mientras Φ_i sea positivo (aun cuando no sea constante en el tiempo ni entre los sectores industriales), la ecuación que se estima a continuación se mantiene, al menos, aproximadamente.

No obstante, otros supuestos acerca de la tecnología simplifican enormemente la derivación formal y ayudan a interpretar los resultados. Mediante el supuesto de separabilidad en [1], Φ_i es igual a la ratio de las elasticidades con respecto a G y V en la producción de transporte:

$$\Phi_i = \frac{T_G G}{T_V V} \quad [3]$$

Ahora, supongamos que todos los sectores presentan el mismo agregado de transporte Cobb-Douglas T , de manera que $\Phi_i = \Phi$. El resto de la función de producción sigue siendo totalmente general, de manera que la elasticidad de las carreteras puede cam-

biar con el paso del tiempo, siempre que siga siendo proporcional a la cuota de vehículos. Este supuesto Cobb-Douglas sobre T proporciona una aproximación de primer orden a la función de producción real y simplifica enormemente el problema. No obstante, merece la pena destacar que, para realizar inferencias sobre la productividad marginal de las carreteras, los efectos de segundo orden pueden ser cruciales. Podemos plantear una forma funcional más general permitiendo que el coeficiente Φ varíe con el tiempo (3).

El residuo de productividad de Solow, dp_i , mide el aumento de la productividad de los factores privados en la producción. Dejemos que d_j represente la tasa de crecimiento de las inversiones J , dJ/J . Tomando el diferencial total (logarítmico) de la función de producción [1], substituyendo las cuotas de los factores por las elasticidades de la producción y reorganizando la fórmula, obtendremos:

$$dp_i \equiv dy_i - s_{ki} \cdot dk_i - s_{li} \cdot dl_i - s_{vi} \cdot dv_i \\ = \phi \cdot (s_{vi} \cdot dg) + du_i \quad [4]$$

El aumento observado de la productividad depende de los cambios tecnológicos du_i además de la contribución de las carreteras suministradas por el Gobierno. Los servicios de estas carreteras se incluyen como un efecto externo relacionado con el uso de vehículos.

Los cambios de productividad agregados, \overline{dp} , equivalen a un promedio ponderado de las variaciones sectoriales:

$$\overline{dp} = \sum_i w_i dp_i \quad [5]$$

donde los pesos sectoriales w_i son las cuotas de valor añadido nominal en valor añadido agregado (véase por ejemplo, Basu y Fernald, 1997).

Por lo tanto,

$$\overline{dp} = \Phi \cdot s_v dg + \overline{du} \quad [6]$$

La inversión pública y, por lo tanto, el aumento de los servicios del parque de carreteras dg , puede depender del crecimiento de la producción, que a su vez depende del crecimiento de la productividad \overline{du} . En este caso, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación de contabilidad del crecimiento [6] se ve afectada por un sesgo de simultaneidad.

Si la inversión pública depende de la renta agregada y, por lo tanto, de la productividad (4), los cambios en la productividad sectorial repercuten en el crecimiento de las carreteras al afectar a la variación

agregada. Dado que la covarianza es un operador lineal, la ecuación [5] implica que la covarianza entre \overline{du} y dg es equivalente al promedio ponderado de la covarianza entre los cambios sectoriales du_i y el capital público dg . De esta forma, si existe un problema de endogeneidad en la expresión agregada, también se tendrá un sesgo en las ecuaciones sectoriales [4].

A continuación, consideremos la siguiente descomposición:

$$du_i = \beta_i \cdot \overline{du} + \varepsilon_i \quad [7]$$

Los residuos ε_i de la ecuación [7] son, por construcción, ortogonales a los cambios de la productividad agregada y, por lo tanto, a la tasa de crecimiento del capital público. Los valores incorporados $\beta_i \cdot \overline{du}$ miden la expectativa condicional del cambio tecnológico en el sector i , dada la variación de la productividad agregada. El «parámetro de ciclo» medio β_i será igual a uno: si existe un cambio en la productividad agregada de, por ejemplo, el 1 por 100, entonces un sector típico muestra un cambio en la productividad del 1 por 100.

La sustitución de las ecuaciones [6] y [7] en la ecuación [4] da lugar a la siguiente ecuación de estimación:

$$\begin{aligned} dpi &= \Phi \cdot s_{vi} \cdot dg + \beta_i \cdot \overline{du} + \varepsilon_i \\ &= \Phi \cdot s_{vi} \cdot dg + \beta_i [\overline{dp} - \Phi \cdot \overline{s_v} dg] + \varepsilon_i \quad [8] \\ &= \Phi \cdot (s_{vi} - \beta_i \overline{s_v}) dg + \beta_i \overline{dp} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Esta ecuación de regresión no lineal, que estimamos en el apartado III, tiene el atributo clave de que el término de perturbación es ortogonal a dg . Intuitivamente, el problema de la endogeneidad surge a partir de una variable omitida \overline{du} ; al combinar los datos agregados y desagregados, podemos controlar esta variable omitida.

Hasta ahora, he suprimido los términos constantes por motivos de simplificación. Supongamos que $du_i = c_i + dz_i$, con β_i definida mediante $dz_i = \beta_i dz + \varepsilon_i$. Si se define \bar{c} como la constante promedio y $\tilde{c} = c_i - \beta_i \bar{c}$, la ecuación de estimación [8] se convierte en:

$$dp_i = \tilde{c}_i + \Phi \cdot (s_{vi} - \beta_i \overline{s_v}) dg + \beta_i \overline{dp} + \varepsilon_i \quad [9]$$

Para una interpretación intuitiva, supongamos que todas las industrias son igualmente cíclicas, de manera que todas las β_i equivalen a uno y todas las tendencias son comunes. Si se reorganiza la ecuación [9], obtendremos:

$$dp_i - \overline{dp} = \Phi \cdot [s_{vi} - \overline{s_v}] dg + \varepsilon_i \quad [10]$$

Si las carreteras son productivas, el crecimiento positivo de las carreteras dg tiende a convertir en positivo el componente idiosincrásico del crecimiento de la productividad sectorial ($dp_i - \overline{dp}$) en el caso de las industrias con un uso de vehículos superior a la media (e inferior a la media en las industrias con un uso de vehículos inferior a la media). En otras palabras, las variaciones en el crecimiento de las carreteras deberían asociarse con variaciones mayores en el crecimiento de la productividad en el caso de las industrias con un uso intensivo de vehículos.

Si las carreteras no son productivas, las variaciones en el crecimiento de las carreteras no deberían implicar ninguna relación particular entre el uso intensivo de vehículos y el comportamiento relativo de la productividad. De manera similar, si la correlación agregada entre la productividad y el capital público refleja tendencias comunes (como, por ejemplo, cambios en los términos constantes), es improbable que los cambios de tendencia sean sistemáticamente mayores en las industrias que disponen de un gran número de vehículos.

Claramente, la derivación formal anterior establece supuestos de simplificación que podrían no sostenerse. No obstante, mientras que las carreteras tengan un efecto productivo mayor en los sectores con un uso intensivo de los vehículos, el método básico debería ser bastante sólido frente a una especificación errónea. Las especificaciones erróneas —derivadas de rendimientos crecientes, efectos de agregación, cambios tecnológicos sesgados hacia un determinado factor o de otras fuentes— importan únicamente en la medida en que se correlacionan sistemáticamente con el uso intensivo de vehículos. No hay muchos fundamentos para esperar una correlación semejante. Además, cualquier sesgo resultante (que podría ser positivo o negativo) será probablemente pequeño en relación con el efecto productivo directo de las carreteras en los sectores con un uso intensivo de vehículos. La especificación errónea añade una fuente adicional de varianza idiosincrásica al comportamiento relativo de la productividad, aumentando los errores estándar (5).

2. Un modelo de los servicios viales y la congestión

Empíricamente, ¿cómo se debería especificar un modelo para los servicios viales? La literatura empírica citada en la nota 1 asume de manera general

que los servicios del capital público son bienes públicos puros, que no rivalizan y con servicios proporcionales al volumen de capital. Dos consideraciones —la naturaleza de red del sistema vial y la congestión— tienen implicaciones para realizar un modelo de los servicios viales e interpretar los resultados (6).

En primer lugar, el sistema vial forma una red interconectada espacialmente. En el caso de una red, el método de inventario permanente convencional de evaluación de activos no es apropiado generalmente. En particular, la composición interna del inventario tiene importancia, ya que la productividad marginal de cualquier vínculo depende de la capacidad y la configuración de todos los vínculos de la red. Por tanto, la utilización de medidas del inventario total puede permitirnos la estimación del producto marginal medio de las carreteras en el pasado, pero estas estimaciones pueden no ser apropiadas para la consideración del producto marginal de nuevas carreteras en la actualidad.

Además, tal como Hulten (1994) señala: «Una vez que se establecen los vínculos básicos de una red, disminuyen las oportunidades de realizar inversiones complementarias y la construcción de nueva capacidad sustituye gradualmente a la capacidad existente». En otras palabras, la construcción de una red interestatal puede haber sido muy productiva, pero la construcción de una segunda red interestatal puede no serlo. La variación del coeficiente asociado a las carreteras con el paso del tiempo permite captar esta idea de una forma sencilla.

En segundo lugar, las carreteras están sometidas a la congestión. La congestión puede no ser importante cuando una red se construye, pero adquiere importancia a medida que un mayor número de personas la utiliza. Por ejemplo, si se añade un segundo coche a una carretera interestatal no se reducen los servicios que recibe el primer coche. Por el contrario, en las horas punta de la mayor parte de las ciudades, los coches adicionales entorpecen el tráfico y reducen los servicios que reciben los conductores existentes.

Una manera sencilla de especificar un modelo de la congestión media es expresar los servicios viales como

$$G = \frac{R}{C^k} \quad [11]$$

donde R es el parque de carreteras y C es una medida del uso de las carreteras y, por lo tanto, de la conges-

ción. Barro y Sala-i-Martin (1995: 158) sugieren que, en el modelo de crecimiento económico a largo plazo, la producción agregada o el capital privado pueden ser una aproximación a la congestión C . Mankiw (1992) define C como el parque agregado de vehículos. A corto plazo, sin embargo, las aproximaciones del volumen de capital agregado y del parque de vehículos no tienen en cuenta las variaciones en la utilización de estos activos, mientras que el empleo de la producción como una aproximación tiene la desventaja de que la regresión ya incluye la productividad agregada (estrechamente relacionada con la producción agregada). Por ello, en mis resultados empíricos, he definido la congestión C como una función de las millas totales recorridas por camiones, coches y otros automóviles.

El parámetro k mide la rapidez con la que los servicios viales que recibe un productor individual decrecen a medida que aumentan el agregado de las millas recorridas. Si las carreteras son un bien público puro, k es igual a cero. Barro y Sala-i-Martin y Mankiw sugieren que una especificación particularmente atractiva es cuando k es igual a 1, $G = R/C$. Con esta especificación, cualquier productor individual presenta rendimientos crecientes en los factores privados y públicos, ya que da por hecho el uso vial por parte de otras personas. En un nivel de economía amplia, sin embargo, hay rendimientos constantes a escala si las millas recorridas aumentan proporcionalmente con otros factores de producción.

Con la congestión, la ecuación a estimar es la siguiente:

$$dpi = \tilde{c}_i + \Phi \cdot (s_{vi} - \beta \bar{s}_{vi}) dr - \kappa \cdot (s_{vi} - \beta \bar{s}_{vi}) dc + \beta \bar{p} \varepsilon_i \quad [12]$$

donde κ equivale a $k\Phi$, y dr y dc son las tasas de crecimiento de las carreteras y la congestión, respectivamente. En otras palabras, un aumento de las carreteras favorece desproporcionadamente a las industrias con un uso intensivo de vehículos, mientras que un aumento de la congestión les perjudica desproporcionadamente.

Una interpretación conveniente de Φ es en términos de la tasa anual de retorno implícita: el valor incremental del flujo anual de bienes y servicios que son consecuencia de invertir un dólar adicional en carreteras. La tasa de retorno equivale a la suma del valor real de los productos marginales de todos los sectores. Sea Y el valor añadido agregado y P el deflactor del precio agregado. Se puede demostrar que (7):

$$\sum_i \left(\frac{P_i}{P} \right) \frac{\partial F^i}{\partial R} = \sum_i \left(\frac{P_i}{P} \right) F_{Gi} \left(\frac{\partial G}{\partial R} \right) \quad [13]$$

$$= \Phi \cdot \bar{s}_v \left(\frac{Y}{G} \right)$$

La intuición es directa. En una función de producción Cobb-Douglas, la tasa de retorno equivale a la elasticidad de producción del factor (es decir, su cuota) multiplicada por la ratio de producción respecto al factor de producción. Aquí, el producto $\Phi \cdot \bar{s}_v$ es la elasticidad agregada de las carreteras. En 1989, la participación media de vehículos era del 1,5 por 100 (próxima a la media del 1,6 por 100 registrada en el periodo entre 1953 y 1989). La ratio del valor añadido agregado en la economía del sector privado en relación con el valor del parque de carreteras era aproximadamente de 4 en 1989; de manera que, para cualquier estimación de Φ , se obtendrá una tasa de retorno implícita multiplicando por (0,015 x 4) o aproximadamente el 6 por 100.

II. DATOS Y CUESTIONES ECONOMETRICAS

He utilizado datos no publicados facilitados por Dale W. Jorgenson y Barbara Fraumeni para los factores de producción y las producciones de 29 sectores de la economía estadounidense durante los años 1953-1989. Estos sectores abarcan el sector privado, excluyendo la agricultura y la minería. Los datos pretenden proporcionar medidas de producción y los factores de producción que sean, en la medida de lo posible, coherentes con la teoría económica de la producción, y permiten a Jorgenson asignar el crecimiento de la productividad estadounidense a sus fuentes al nivel de industrias individuales (8).

Los datos incluyen la producción bruta y los factores de capital, trabajo, energía y materiales. Los factores de producción se ajustan en función de la diferente composición de la plantilla y el volumen de capital. Por ejemplo, el factor de mano de obra evalúa las horas trabajadas por los diferentes tipos de empleados según las estimaciones de los salarios relativos, y el factor capital evalúa el volumen del capital en función de las diferentes clases de capital según las estimaciones de los rendimientos netos relativos.

He estimado el crecimiento de la productividad sectorial a partir de la ecuación [4], como un índice de Tornquist o translogarítmico, substituyen-

do los diferenciales por diferencias logarítmicas. Sea igual al índice translogarítmico de vehículos y otro capital. En ese caso, el índice de Tornquist del crecimiento de la productividad en valor añadido es:

$$\Delta p_{it} = \left[\frac{1}{1 - S_{Mi}} \right] [\Delta q_t - s_{\bar{k}} \Delta \tilde{k}_{it} - s_{L_i} \Delta l_{it} - s_{M_i} \Delta m_{it}] \quad [14]$$

Todas las variables de cantidad son logaritmos de sus equivalentes en mayúsculas, y q_t es el logaritmo de la producción bruta. Las ponderaciones —por ejemplo, S_{Mi} — son las participaciones medias de los factores de producción en los periodos t y $t-1$. Si dividimos entre la cuota del valor añadido en la producción bruta ($1 - S_{Mi}$), pasa de ser el crecimiento de la productividad en términos de producción bruta a ser el crecimiento de la productividad en términos de un índice de Divisia de valor añadido (véase Jorgenson *et al.*, (1987: 52, o Basu y Fernald, 1997).

He calculado la cuota de vehículos basándome en Hall y Jorgenson (1967) y Hall (1990), multiplicando el valor actual del parque de vehículos por una estimación del coste de uso capital. He estimado el coste de uso de la manera siguiente:

$$r_s = (\rho + \delta_s) \frac{(1 - ITC_s - \tau d_s)}{(1 - \tau)} \quad [15]$$

$$s = \text{camiones, coches.}$$

ρ es la tasa requerida de rendimiento sobre el capital y δ_s es la tasa de depreciación de este activo. ITC_s es la bonificación tributaria a la inversión, τ es el tipo impositivo a sociedades y d es el valor presente de las deducciones por depreciación. Basándome en Hall (1990), asumo que el rendimiento requerido ρ equivale a la rentabilidad por dividendos en el índice Standard and Poor's 500. Siguiendo a Jorgenson y Yun (1991), empleo una tasa de depreciación del 25,37 por 100 para camiones y del 33,33 por 100 para coches. Jorgenson me facilitó datos no publicados de τ , ITC_s y d_s . Jorgenson también me proporcionó estimaciones de inventario permanente del valor actual del parque de camiones y coches por industrias.

En el caso de los datos relativos a la inversión pública bruta en carreteras (U.S. Department of Com-

merce, 1995), me baso en Boskin *et al.* (1989) y asumo que las carreteras se deprecian geométricamente a una tasa anual del 1,98 por 100. Utilizando el método de inventario permanente, estimé el valor en dólares constantes del parque de carreteras cada año. Asumo que la inversión en carreteras en un año determinado depende del parque de carreteras a principios del año. Las estimaciones resultantes del parque exceden en general las estimaciones del Departamento de Comercio estadounidense (U.S. Department of Commerce, 1993) acerca del parque neto de carreteras en una pequeña cantidad. Si bien Fraumeni (1998) señala que las estimaciones del Departamento de Comercio pretenden evaluar la riqueza, no la inversión productiva del capital público, la utilización de esta medida tiene una repercusión insignificante sobre las estimaciones expuestas en el apartado III.

Para medir la congestión, utilizo una medida del uso total de las carreteras: las millas totales recorridas por camiones y coches cada año. Estos datos proceden de la Administración Federal de Carreteras (Federal Highway Administration, varios años).

Tómese nota de que, generalmente, se dará el caso de que las perturbaciones de la regresión estarán correlacionadas, por construcción del modelo. Es sencillo demostrar que

$$\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \text{Cov}(du_{it}, du_{jt}) - \beta_i \beta_j \text{Var}(\bar{du}) \quad [16]$$

Normalmente, el valor es distinto a cero. Por lo tanto, si estimamos las regresiones de las ecuaciones [9] ó [10] como un sistema, hay ganancias de eficiencia, ya que se tienen en cuenta las correlaciones entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones.

Tanto en el ámbito económico como en el econométrico, agrego las 29 industrias de distintas maneras para reducir el número de ecuaciones que se estiman. La ecuación [16] implica que las perturbaciones de la regresión generalmente están correlacionadas en todas las ecuaciones. Estimando el modelo como un sistema de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR, en sus siglas en inglés) se pueden controlar estas correlaciones contemporáneas. Una condición necesaria para la estimación SUR es que el número de observaciones exceda el número de ecuaciones, o de lo contrario la matriz de covarianzas estimada será siempre singular. Con datos de 37 años, se satisface esta condición necesaria para la no-singularidad, pero las estimaciones resultantes sufren potencialmente de problemas cau-

sados por una muestra escasa. En esencia, la matriz de covarianzas está pobremente estimada, pero, no obstante, la estimación viable por mínimos cuadrados generalizados (MCG) permite obtener su inversa y, por tanto, estimar los coeficientes y los errores estándar. Las estimaciones resultantes no son fiables.

Además, existe una lógica económica para combinar industrias. Las inversiones en carreteras tienen un claro componente regional o geográfico. Cuanto menos agregadas sean las industrias que se seleccionen, mayor es la probabilidad de que sean regionales. Como se analiza en el apéndice, la medida correcta del parque de carreteras de una industria será alguna medida ponderada apropiada del volumen regional. Esta especificación errónea conduce potencialmente a un sesgo si las industrias no se distribuyen uniformemente en todas las regiones y si existen diferencias sistemáticas en las tasas de crecimiento de las carreteras entre las regiones. El sesgo depende también en gran medida en la desviación respecto del uso de los vehículos de la media. El apéndice presenta también algunas simulaciones sencillas, utilizando datos regionales acerca del crecimiento del capital público entre 1971 y 1987, que sugieren que el sesgo puede ser importante.

Mi agrupación principal de industrias procura minimizar el sesgo por agrupación de las industrias, a fin de garantizar que el uso de los vehículos sea suficientemente diferente del promedio y que la producción se distribuya relativamente uniforme entre las regiones. El apéndice describe los nueve agregados de industrias que resultan. Tómese también nota de que el hecho de tener usos de vehículos que difieren considerablemente del promedio incrementa la variación del regresor del lado derecho en las ecuaciones [9] y [10] y, por lo tanto, mejora la precisión de las estimaciones de Φ .

Para establecer una comparabilidad y asegurar que los resultados no se basan en mi elección de los agregados, presento también los resultados de tres agrupaciones funcionales. En primer lugar, utilizo códigos SIC (9) (aproximados) a un dígito, que comprenden fabricación de productos percederos, fabricación de productos duraderos, construcción, transporte, comunicaciones, servicios públicos, comercio, finanzas-seguros-bienes inmuebles y servicios. En segundo lugar, utilizo 21 industrias manufactureras. Por último, utilizo ocho industrias que no se dedican a la fabricación, la agricultura o la minería.

III. RESULTADOS

En el cuadro n.º 1, se enumeran las 29 industrias que constituyen el sector privado empresarial (excluyendo la minería y la agricultura) en los datos de Jorgenson-Fraumeni. En la columna (1) se muestra el crecimiento de la productividad media anual en valor añadido entre 1953 y 1989; la columna (4) muestra el cambio a partir de 1973 (10). En la columna (5) se muestra la cuota media que representan los vehículos en el valor añadido de las industrias. En cuanto a la economía privada en conjunto, en la penúltima línea se muestra que el crecimiento de la productividad fue del 1,6 por 100 anual entre 1953 y 1973, disminuyendo al 0,3 por 100 entre 1973 y 1989. El promedio de la cuota agregada de vehículos fue del 1,6 por 100.

El crecimiento de las carreteras registró un promedio del 4 por 100 anual antes de 1973, siendo únicamente del 1 por 100 después de esta fecha. Supongamos que las carreteras son productivas y que esta desaceleración en el incremento de las carreteras explica una parte sustancial de la desaceleración del crecimiento de la productividad. Teniendo en cuenta que un menor incremento de las carreteras debería afectar principalmente a los sectores que hacen un gran uso de las mismas, estos sectores deberían haber registrado una mayor desaceleración en el incremento de la productividad.

En el gráfico 2 se representa la variación en el crecimiento de la productividad sectorial después de 1973 en comparación con el uso medio sectorial de

CUADRO N.º 1

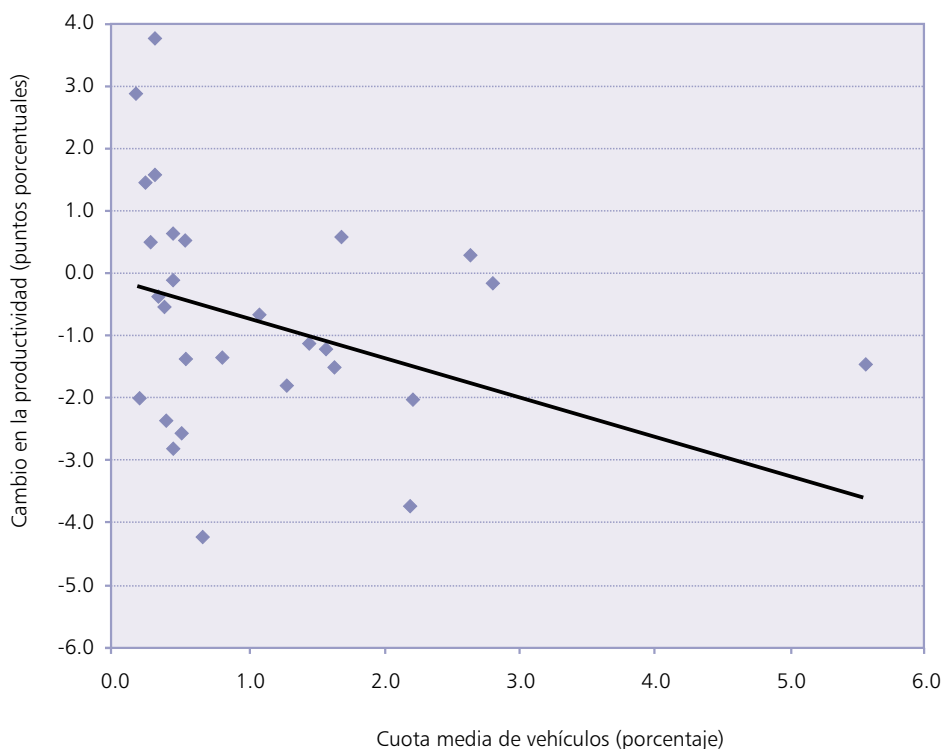
CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD EN VALOR AÑADIDO Y CUOTA DE VEHÍCULOS POR INDUSTRIA, 1953-1989 (EN PORCENTAJES)

INDUSTRIA	CRECIMIENTO MEDIO PFT (1)	CRECIMIENTO PFT 1953-1973 (2)	CRECIMIENTO PFT 1973-1989 (3)	VARIACIÓN (4)	CUOTA MEDIA DE VEHÍCULOS (5)
Transporte.....	1,8	2,5	1,0	- 1,4	5,5
Servicios de suministro de gas	- 0,7	1,7	- 4,2	- 5,9	4,8
Piedra, arcilla, cristal.....	0,9	1,1	0,9	-0,2	2,8
Comunicaciones.....	2,8	2,7	3,0	0,3	2,6
Construcción.....	0,6	1,3	- 0,7	- 2,0	2,2
Servicios de suministro de electricidad	2,2	3,7	0,0	- 3,7	2,2
Madera.....	1,5	1,0	1,5	0,6	1,7
Comercio.....	1,3	1,9	0,3	- 1,5	1,7
Servicios.....	0,2	0,7	- 0,5	- 1,2	1,5
Productos alimenticios y similares.....	2,5	3,1	1,3	- 1,8	1,3
Finanzas, seguros e inmobiliarias.....	0,4	0,6	0,0	- 0,7	1,1
Productos derivados del petróleo.....	5,6	- 1,2	11,6	12,8	1,0
Productos de papel	1,0	1,8	0,4	- 1,4	0,9
Sustancias químicas	3,0	4,9	0,7	- 4,2	0,7
Metales primarios	- 0,8	- 0,1	- 1,5	- 1,4	0,6
Mobiliario y accesorios	1,6	1,4	1,8	0,5	0,6
Impresión y publicación.....	- 0,1	1,0	- 1,6	- 2,6	0,6
Productos de tabaco	- 0,2	1,5	- 1,3	- 2,8	0,5
Metalurgia	1,1	1,3	1,2	- 0,1	0,5
Equipo electrónico	3,3	3,1	3,7	0,6	0,5
Automóviles.....	1,7	2,8	0,5	- 2,4	0,4
Otras manufacturas.....	3,0	3,1	2,6	-0,6	0,4
Instrumentos y productos relacionados.....	2,2	2,4	1,9	- 0,4	0,4
Ropa y textiles.....	3,8	3,3	4,8	1,5	0,3
Maquinaria industrial	2,3	1,0	4,7	3,7	0,3
Otros equipos de transporte.....	1,3	1,1	1,5	0,4	0,3
Productos textiles	3,7	2,7	4,1	1,4	0,3
Caucho y plásticos.....	1,7	2,6	0,6	- 2,1	0,2
Productos de cuero	1,0	0,0	2,8	2,8	0,2
Promedio de la economía.....	1,0	1,6	0,3	- 1,3	1,6
Desviación estándar	1,4	1,3	2,8	3,2	1,3

Notas: Todos los factores son porcentajes. Las cifras del crecimiento de la productividad total de los factores (PTF) son anuales. La columna (4) representa la variación en el crecimiento anual de la PTF después de 1973, calculada como la diferencia entre las columnas (3) y (2).

GRÁFICO 2

CAMBIO EN LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES DESPUÉS DE 1973 VS. LA CUOTA DE VEHÍCULOS



Fuente: Cuadro n.º 1, columnas (4) y (5). La línea continua representa la tendencia lineal.

vehículos, utilizando los datos de las columnas (3) y (5) del cuadro n.º 1, excluyendo la desviación anómala de la productividad de los productos derivados del petróleo (11). La pendiente estimada (mostrada en el gráfico) es de $-0,63$, con un estadístico- t de 2,30. Por lo tanto, la simple evidencia intersectorial de la figura es compatible con la noción de que los sectores con mayor uso de vehículos tienden a experimentar disminuciones mayores en la productividad a partir de 1973.

La correlación negativa (aunque no siempre estadísticamente significativa) es relativamente robusta en relación con la presencia de desviaciones anómalas. Por ejemplo, en el gráfico 2, donde se excluyen los productos derivados del petróleo, la correlación fue del $-0,41$; la inclusión de productos derivados del petróleo reduce la correlación a $-0,29$ (significativa en torno al nivel del 85 por 100). La exclusión de las dos desviaciones anómalas en la cuota de vehículos (transporte y servicios de suministro de gas) reduce aún más la correlación, situándose en un $-0,24$ (significativa en torno al nivel del 80 por 100).

Sin embargo, la exclusión de todas las industrias con un uso de vehículos superior a la media restablece la correlación con un $-0,43$, significativa al nivel del 95 por 100.

Si bien la correlación es siempre negativa, la influencia de las desviaciones anómalas sugiere que los cambios en los parques de carreteras no son la única característica importante en el periodo posterior a 1973. De hecho, el rasgo predominante en el gráfico 2 es la amplia dispersión del comportamiento de la productividad después de 1973. Como se documenta en la línea final del cuadro n.º 1, la desviación estándar del crecimiento de la productividad en el conjunto de las industrias aumentó del 1,3 por 100 registrado antes de 1973 —columna (2)— a prácticamente el 3 por 100 después de 1973 —columna (3) (12). (Incluso excluyendo los productos derivados del petróleo y el carbón, la desviación estándar prácticamente se duplica). Algunos sectores obtuvieron unos resultados extraordinarios, como es el caso de los productos derivados del petróleo, la maquinaria industrial y los textiles. Otros

sectores obtuvieron unos resultados mediocres, como por ejemplo los servicios de suministro público, los productos químicos y la impresión.

Por lo tanto, si bien una menor inversión pública puede explicar parte la disminución del crecimiento de la productividad en la economía, no explica la razón del incremento de las diferencias en el crecimiento de la productividad en los sectores después de 1973. Aschauer (1989) y otros han sugerido que la disminución de la inversión pública es la causa *principal* del cambio en el comportamiento de la productividad después de 1973; por el contrario, las diferencias entre las industrias después de 1973 que se observan en el gráfico 2 indican que, si bien la inversión pública puede explicar en parte la disminución media, no puede explicar todos los cambios en los momentos de la productividad. Esta conclusión coincide con la intuición de que una serie amplia de influencias —como la regulación medioambiental, los cambios en el precio del petróleo y los microordenadores— afectó la economía después de 1973, con diferentes repercusiones en las distintas industrias.

En el resto de este apartado se analiza la productividad de las carreteras de una manera más formal, utilizando la ecuación de estimación del apartado I. Esta ecuación emplea la variación intra-industrial para analizar la manera en la que las variaciones en el crecimiento de las carreteras se asocian con las variaciones en el comportamiento relativo de la productividad de las distintas industrias. En el cuadro número 2, se presentan los resultados básicos de cuatro conjuntos de industrias. El primer conjunto, analizado en el apéndice, comprende nueve industrias «agregadas», donde las agregaciones se seleccionan minimizando cualquier sesgo procedente de las diferencias entre las industriales en la medida relevante de las carreteras. El segundo conjunto son industrias de un dígito *SIC*. El tercer conjunto lo comprenden las 21 industrias manufactureras y el cuarto consiste en las 7 industrias que no se dedican a la fabricación. Las columnas impares incluyen las regresiones básicas, que asumen que el parámetro Φ es constante en el tiempo. En las columnas pares se permite que el coeficiente de carreteras cambie después de 1973; el cambio del coeficiente se muestra en la segunda fila de la tabla.

Considerando en primer lugar las columnas impares, el parámetro Φ es siempre elevado y significativo. Es decir, las variaciones en el crecimiento de las carreteras se asocian con variaciones en el comportamiento relativo de la productividad de las distintas industrias. Por ejemplo, en las columnas (1)

y (3), Φ es alrededor de 22, con un estadístico-*t* en torno al 6,5.

El hallazgo de que Φ es elevado y significativo es robusto a todas las agrupaciones de industrias. El coeficiente estimado es mayor en las industrias manufactureras —columna (5)— y menor en las industrias no dedicadas a la fabricación. Tómese nota de que esto no implica que las carreteras hayan contribuido más en el comportamiento de la producción en las industrias manufactureras que en las industrias no dedicadas a la fabricación. Más bien, implica lo contrario, ya que las industrias manufactureras no utilizan vehículos de manera intensiva. Por lo tanto, cuando el crecimiento de las carreteras aumentó en los años 1950 y 1960, el crecimiento de la productividad en las industrias manufactureras disminuyó en relación con la media.

Un dato de interés, planteado en el análisis del gráfico 2, es que los resultados pueden ser sensibles a las desviaciones anómalas. Por lo tanto, la solidez de los resultados cuando se utilizan cuatro agrupaciones de industrias distintas es alentadora. Tómese nota de que la ecuación de estimación pretende explícitamente considerar la causalidad inversa de los cambios en la productividad agregada sobre las carreteras; la robustez de las distintas agrupaciones sugiere que los resultados no se ven afectados por otras fuentes de «endogeneidad» no consideradas. Por ejemplo, la construcción pública de carreteras podría responder principalmente a los cambios en industrias con gran uso de vehículos; la elevada estimación de las industrias manufactureras (que tienden a utilizar pocos vehículos) sugiere que no se trata de un problema. Por otra parte, quizá la construcción de carreteras responda especialmente a cambios en las manufacturas, ya que éstas representan un elevado peso; sin embargo, el coeficiente permanece estadísticamente significativo en las industrias no dedicadas a la fabricación. (Además, teniendo en cuenta que las manufacturas utilizan pocos vehículos, la endogeneidad procedente de los cambios de productividad de las industrias manufactureras respecto a las carreteras sesgaría el coeficiente a la baja, si bien, en los datos, el coeficiente es muy elevado y positivo).

Otro aspecto preocupante sería que los resultados pudieran estar influidos por una o dos industrias. Tómese nota de que las dos primeras agrupaciones (especialmente, la agrupación agregada) tienden a minimizar estas desviaciones anómalas al combinar las industrias. No obstante, he analizado la sensibilidad de los resultados a la inclusión,

o exclusión, de varias industrias. Para la agrupación agregada base, excluí cada una de las nueve agrupaciones para asegurarme que ninguna agrupación individual estaba influyendo en los resultados. La estimación de Φ es siempre alta y estadísticamente significativa. Por ejemplo, la adición o exclusión de los productos derivados del petróleo y el tabaco —dos industrias consideradas sospechosas— tiene escasa repercusión en la estimación de Φ en la agrupación de industrias agregadas, o en las industrias manufactureras. La exclusión de los servicios de suministro de gas y transporte (dos desviaciones anómalas del gráfico 2) tiene escasa repercusión en los resultados de las industrias agregadas, a un dígito SIC, o no dedicadas a la fabricación.

Al coeficiente Φ se le pueden dar varias interpretaciones económicas. Primero, podemos convertir Φ en un coeficiente implícito de Cobb-Douglas multiplicándolo por la cuota media de vehículos, que es del 1,6 por 100. Por lo tanto, Φ equivalente a 22 corresponde a un coeficiente de Cobb-Douglas en carreteras de aproximadamente 0,35. Este valor es importante pero, en relación con otras estimaciones que se encuentran en la literatura, se ha obtenido con supuestos de identificación muy diferentes. (Por ejemplo, Aschauer, 1989, utiliza el capital público agregado total y ofrece un coeficiente del 0,3; si se rehace una regresión Cobb-Douglas agregada sencilla, utilizando únicamente las carreteras, se obtiene un coeficiente prácticamente idéntico).

En segundo lugar, nos podemos preguntar el alcance de la disminución de la productividad que implica esta estimación. El crecimiento medio de las carreteras fue del 4 por 100 anual antes de 1973, pero únicamente del 1 por 100 después de esta fecha. La ecuación [6] que especifica el crecimiento, implica

que las carreteras contribuyen $\Phi \cdot \bar{s}_v dg$ al crecimiento; una estimación de Φ de 22 implica que las carreteras contribuyeron aproximadamente un 1,4 por 100 anual antes de 1973 y cerca del 0,4 por 100 a partir de esta fecha. Esta reducción del 1 por 100 en la contribución de las carreteras al crecimiento es comparable con una disminución total de la productividad del 1,3 por 100, que se muestra en la fila penúltima del cuadro n.º 1, columna (4). Por lo tanto, la estimación implica que, si bien las carreteras no pueden explicar la importante dispersión en el comportamiento de las industrias a partir de 1973, pueden explicar una fracción sustancial de la disminución del crecimiento medio de la productividad (13).

En tercer lugar, podemos preguntarnos por la manera en que la estimación se relaciona con la pendiente del gráfico 2, que asocia la disminución de la productividad con el uso de vehículos. Dado que el crecimiento de las carreteras disminuyó tres puntos porcentuales a partir de 1973, la pendiente debería ser $-\Phi(0,03)$. Dado que Φ es igual a 22, implica una pendiente de $-0,66$ próxima a la pendiente real de $-0,63$. Por lo tanto, las estimaciones del cuadro n.º 1 son compatibles con los datos mostrados en el gráfico 2.

En cuarto lugar, se puede convertir la estimación en una tasa de rendimiento. Como se expuso en el epígrafe I.2, supongamos que las estimaciones reflejan las relaciones marginales corrientes. En ese caso, la tasa de retorno es $\Phi \cdot \bar{s}_v (Y/R)$, ó $\Phi \cdot 6$ por 100. La estimación en la columna (1), por ejemplo, implica una tasa de retorno superior al 130 por 100 anual —la inversión de un dólar adicional en carreteras añade más de un dólar al PIB anual. Para reducir la tasa de retorno a un nivel más razonable de, por ejemplo, una décima parte (14), se requiere redu-

CUADRO N.º 2

RESULTADOS BÁSICOS

	INDUSTRIAS AGREGADAS		INDUSTRIAS A UN DÍGITO SIC		INDUSTRIAS MANUFACTURERAS		INDUSTRIAS NO DEDICADAS A LA FABRICACIÓN	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Φ	22,1*	17,4*	22,9*	19,3*	36,0*	35,1*	15,8*	11,7*
	(3,3)	(4,0)	(3,6)	(4,3)	(2,7)	(4,0)	(4,1)	(4,6)
Φ_{73}		-25,3*		-14,7		-11,5		-19,3
		(11,2)		(10,0)		(9,5)		(10,4)

Notas: Las estimaciones mostradas son para la ecuación [9] entre 1953 y 1989 (con los errores estándar en paréntesis). Φ es el coeficiente de carreteras y Φ_{73} es el cambio en el coeficiente a partir de 1973. Las cuatro agrupaciones de industrias se describen en el texto.

* Los resultados son significativos estadísticamente al 5 por 100.

cir diez veces la ratio producción-carreteras Y/R . Por lo tanto, al nivel actual de producción, se requeriría multiplicar por diez el número de carreteras, lo que equivale aproximadamente a 12 billones de dólares estadounidenses.

Estas tasas elevadas de retorno parecen inverosímiles en el margen; igualmente, parece inverosímil que el parque de carreteras óptimo sea de diez veces su nivel actual. Una interpretación bastante más plausible, compatible con las sugerencias de Hulten (1994), es que la construcción de una red puede tener una tasa de retorno elevada, pero la construcción de una segunda red puede tener un retorno marginal muy bajo. Por ejemplo, la red de carreteras interestatales puede haber sido extraordinariamente productiva, pero la construcción de una segunda red de carreteras interestatales (¡y no digamos nueve redes más!) puede no tener una repercusión tan acusada marginalmente.

Para analizar esta posibilidad, en las columnas pares del cuadro n.º 2 se permite que cambie el coeficiente a partir de 1973, aproximadamente cuando se finalizó la red de carreteras interestatales. Φ_{73} representa el cambio del coeficiente, de manera que el coeficiente marginal es igual a la suma de los dos parámetros. En todos los casos, la estimación puntual es negativa, lo que sugiere que la contribución marginal de la construcción de carreteras es inferior a la contribución media. En el caso de las industrias agregadas y las industrias no dedicadas a la fabricación, las estimaciones puntuales implican que el efecto marginal de la construcción de carreteras adicionales es negativo. Más exactamente, para todos los grupos, podemos rechazar que las carreteras fueran improductivas en el periodo anterior a 1973 (en

la primera fila); para todos los grupos distintos a las industrias manufactureras, no podemos rechazar que la productividad marginal de las carreteras en relación al PIB fuera cero.

Dado que los errores estándar en el cambio posterior a 1973 del coeficiente son elevados, los resultados son más sugerentes que definitivos. Por ejemplo, la estimación puntual sobre el efecto marginal de las carreteras —la suma de Φ y Φ_{73} tiene un error estándar enorme, generalmente del orden de 15. Incluso cuando Φ_{73} es significativo, como ocurre en la columna (2), los resultados no son necesariamente robustos respecto a los cambios de especificación (véase el cuadro n.º 3, por ejemplo). Económicamente, el problema se deriva de la carencia de variabilidad en el crecimiento de las carreteras en el periodo posterior a 1973; la desviación estándar del crecimiento de las carreteras es del 0,9 por 100 antes de 1973 y del 0,3 por 100 a partir de esta fecha. Esta carencia de variación en la variable explicativa del lado derecho reduce la información en los datos e incrementa los errores estándar. Por lo tanto, si bien los datos rechazan con contundencia la proposición de que las carreteras ofrecieran un retorno normal en el periodo anterior a 1973, los datos no muestran tampoco ninguna contundencia a favor del efecto marginal de las carreteras.

No obstante, como se ha expuesto en el epígrafe I.2, existen razones de peso a priori para esperar que una red pueda ofrecer grandes ventajas en un momento puntual, pero que no suceda lo mismo con la adición de una segunda red idéntica. Además, existen motivos para mostrarse escéptico ante unas tasas de rendimiento marginales sin explotar superiores al 100 por 100. Por lo tanto, una

CUADRO N.º 3

SE INCLUYEN LAS VARIABLES DE CONGESTIÓN

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Φ	23,5*	14,6*	14,1*	17,4*	13,7*	18,1*
	(4,0)	(4,6)	(5,5)	(4,2)	(5,5)	(4,0)
Φ_{73}		-12,7		-9,3	-6,9	
		(11,4)		(14,4)	(14,5)	
K	2,7	-3,8	-5,2		-5,0	
	(4,3)	(4,1)	(5,1)		(5,2)	
K_{73}			10,1*	5,7	8,5	7,6*
			(4,5)	(4,6)	(5,6)	(3,8)

Notas: Las estimaciones mostradas son para la ecuación [12] entre 1953 y 1989 (con los errores estándar en paréntesis), utilizando nueve industrias agregadas. Φ es el coeficiente de carreteras y Φ_{73} es el cambio del coeficiente a partir de 1973. K es el coeficiente de congestión y K_{73} es el cambio del coeficiente de congestión a partir de 1973 (un número positivo significa que un incremento de la congestión reduce los servicios viales).

interpretación apropiada de los resultados posteriores a 1973 es que los datos son compatibles con esta idea a priori —no hay ninguna evidencia de que las carreteras ofrezcan marginalmente un retorno anómalo.

Considerando que las agrupaciones de industrias agregadas tienen una probabilidad menor de sesgo, en lo sucesivo me centraré en este conjunto de industrias. En el cuadro n.º 3, se añaden las millas recorridas totales como una aproximación a la congestión y también se analiza la posibilidad de que el coeficiente de congestión pueda cambiar con el paso del tiempo. Por ejemplo, la red de carreteras interestatales es, por naturaleza, una inversión variable y, cuando se construyó, la inclusión de un coche adicional a la red pudo tener escasa repercusión en los servicios disponibles a otros usuarios. A medida que aumenta la congestión en la red, la inclusión de más vehículos (y, por lo tanto, el incremento de las millas recorridas) reduce los servicios disponibles para otros usuarios. Por lo tanto, la congestión es probablemente, y de manera intrínseca, un proceso no lineal; el cambio del coeficiente proporciona una aproximación somera a esta falta de linealidad.

Las primeras dos columnas asumen que la congestión es una función lineal constante de las millas totales recorridas por todos los usuarios. El coeficiente κ , que capta el efecto de congestión, es no significativo. La introducción de la congestión tiene un efecto relativamente pequeño sobre el coeficiente de carreteras Φ , si bien reduce su valor y la significación de Φ_{73} .

El resto de las columnas permite que cambie el coeficiente de congestión a partir de 1973; κ_{73} muestra el cambio del coeficiente. En todos los casos, el coeficiente del periodo anterior a 1973 es no significativo y, a menudo, un indicador incorrecto como aproximación a la congestión, pero en general el coeficiente aumenta en una cantidad estadísticamente significativa —excepto en la columna (4)— a partir de 1973. Las estimaciones implican que, después de 1973, un incremento del total de millas recorridas reduce considerablemente los servicios viales de todos los productores individuales.

Las columnas (4) y (5) permiten que cambie tanto el coeficiente de carreteras como el de millas a partir de 1973. La estimación puntual sugiere que las carreteras son menos productivas marginalmente, pero el error estándar sigue siendo muy elevado, de manera que la estimación es sumamente impre-

cisa. El coeficiente de congestión aumenta de nuevo en 1973, aunque el estadístico- t disminuya de 2,2 en la columna (3) a 1,2 en la columna (4); la multicolinealidad parece ser un problema cuando se intenta desenmarañar los efectos posteriores a 1973. Finalmente, en la quinta columna se suprimen los dos coeficientes menos significativos de la cuarta columna, manteniendo los dos coeficientes «robustos»: Φ y κ_{73} . La estimación implica de nuevo que las carreteras son sumamente productivas y que la congestión adquiere importancia a partir de 1973.

Resumiendo los resultados de los cuadros n.ºs 2 y 3, los datos rechazan con contundencia la hipótesis nula de que las carreteras no influyen, en media, en el comportamiento relativo de la productividad de las industrias. En particular, antes de 1973, los datos indican que las carreteras contribuyeron considerablemente al crecimiento de la productividad. Sin embargo, los datos no rechazan la hipótesis nula de que las carreteras ofrezcan marginalmente un rendimiento «normal» (o incluso cero). Finalmente, utilizando las millas recorridas totales como una medida de la congestión, los resultados sugieren que la congestión adquirió importancia sólo a partir de 1973, una vez que se finalizó la red interestatal. Estos resultados son compatibles con otros argumentos sencillos de redes, como los analizados por Hulten (1994).

Dados estos resultados, parece razonable considerar una especificación en la que la red de carreteras no sufra congestión antes de 1973; a partir de esta fecha, cuando la congestión adquirió importancia, el flujo de servicios de las carreteras estatales tomó la forma (parque de carreteras)/(millas recorridas). En otras palabras, antes de 1973, se asume que el crecimiento de las millas recorridas tiene un coeficiente de cero; y a partir de 1973, tiene el mismo coeficiente que el coeficiente de crecimiento del parque de carreteras. Las regresiones en el cuadro número 3, por ejemplo, no rechazan esta especificación (en gran parte, por supuesto, debido a que las estimaciones del coeficiente marginal de carreteras son muy imprecisas). El supuesto de identificación de igualdad de coeficientes tiene la ventaja de que las millas recorridas varían bastante más que el crecimiento de las carreteras. Por lo tanto, podemos usar la variación en millas recorridas como ayuda para identificar el efecto marginal, permitiendo que el coeficiente sea diferente a partir de 1973. Tómese nota de que esta especificación implica que, si las carreteras y el uso de las mismas se incrementan proporcionalmente, no existe ningún incremento en los «servicios» viales.

CUADRO N.º 4

USO DE LAS CARRETERAS ANTES DE 1973, CARRETERAS/MILLAS RECORRIDAS A PARTIR DE 1973

	(1)	(2)
Φ (anterior a 1973)	17,1* (3,1)	18,7* (7,4)
Φ (posterior a 1973).....	5,3 (4,5)	6,0 (5,0)
¿Incluye variables ficticias de industria posteriores a 1973?	No	Sí

Notas: Las estimaciones mostradas son para la ecuación [9] entre 1953 y 1989 para nueve industrias agregadas. La especificación asume que, antes de 1973, el crecimiento de los servicios de carreteras dg es proporcional al crecimiento del parque de carreteras y que, a partir de 1973, el crecimiento de los servicios de carreteras es proporcional al crecimiento de (parque de carreteras)/(millas recorridas). Se permite que los servicios viales tengan un coeficiente diferente antes y después de 1973. Los errores estándar están entre paréntesis.

* Los resultados son significativos estadísticamente al 5 por 100.

En el cuadro n.º 4, se muestran estos resultados. De nuevo, las carreteras parecen ser muy productivas antes de 1973. A partir de 1973, la productividad de las carreteras es considerablemente menor en términos estadísticos, y no podemos rechazar que las carreteras tengan un retorno normal (o incluso cero). Como contraste de especificación final, en la segunda columna se añade una aproximación posterior a 1973 para cada industria, permitiendo un cambio específico por industria en el crecimiento tendencial. Este desglose de la tendencia debería captar otras influencias en el período posterior a 1973 que pueden afectar la productividad. Únicamente tendrá importancia si el cambio de tendencia específico de cada industria se correlaciona con el uso de vehículos; si el cambio de tendencia es común a todas las industrias, por ejemplo, los resultados permanecerán inalterados. No hay ninguna razón para esperar una correlación entre el cambio de tendencia y el uso de vehículos, por lo que no es sorprendente que los resultados permanezcan inalterados cualitativamente. El error estándar de Φ (anterior a 1973) aumenta considerablemente, pero el coeficiente sigue siendo estadísticamente significativo. (En otras especificaciones de los cuadros números 2 y 3, la inclusión de variables ficticias específicas de industria en el periodo posterior a 1973 hace que sea más difícil identificar los cambios de coeficiente en este periodo, teniendo en cuenta la multicolinealidad —por ejemplo, la correlación entre el crecimiento de las carreteras y la variable ficticia posterior a 1973 es de 0,85. No obstante, ninguna de las conclusiones cualitativas se ve afectada).

La especificación en el cuadro n.º 4 tiene alguna plausibilidad a priori. Por lo tanto, aunque los datos no identifican el parámetro marginal con precisión, estos resultados vuelven a proporcionar apoyo a la interpretación mencionada: las carreteras tuvieron un

retorno superior al normal antes de 1973, pero probablemente no tienen actualmente un retorno superior al normal. Además, en la actualidad, la congestión reduce los servicios productivos de las carreteras.

IV. CONCLUSIÓN

Los datos de la industria entre 1953 y 1989 apoyan con contundencia la opinión de que las industrias con un uso intensivo de vehículos se beneficiaron desproporcionadamente de la construcción de carreteras. En primer lugar, la disminución de la productividad a partir de 1973 parece mayor en los sectores industriales con una mayor cuota de vehículos. En segundo lugar, cuando aumenta el crecimiento de las carreteras, el crecimiento de la productividad tiende a incrementarse en relación con la media en los sectores industriales con una utilización intensiva de vehículos y a disminuir en los sectores industriales que no utilizan vehículos de manera intensiva. Estos resultados sugieren que la correlación agregada entre la productividad y el capital público refleja principalmente causalidad del capital público hacia la productividad, y que la inversión pública puede ser responsable de una parte sustancial de la desaceleración del crecimiento de la productividad a partir de 1973.

No obstante, los datos de la industria no apoyan la opinión de que las carreteras ofrezcan un retorno anómalo marginalmente, o que volver a los niveles de crecimiento de las carreteras previos a 1973 incrementaría el crecimiento de la productividad a los niveles previos a 1973. En esencia, la evidencia sugiere que la construcción masiva de carreteras de los años cincuenta y sesenta —que en gran parte supuso la construcción de la red de carreteras interestatales— representó más un incremento puntual del

nivel de productividad que una vía continua hacia la prosperidad.

Estas conclusiones arrojan luz sobre otros resultados aparecidos en la literatura empírica reciente sobre infraestructuras. Los resultados varían extensamente, dependiendo del conjunto de datos, el periodo de la muestra y la especificación. Aschauer (1989) estima una función de la producción agregada de Cobb-Douglas en niveles y concluye que el capital público parece peculiarmente productivo. Aaron (1990) y Sturm y de Haan (1995) señalan que los resultados de Aschauer no son sólidos para la estimación de primeras diferencias, sugiriendo que quizá sus resultados reflejen una especificación errónea de tendencia. No obstante, la sensibilidad frente a «primeras diferencias» refleja en gran parte un incremento drástico de errores estándar —los datos agregados no disponen de información suficiente para diferenciar las dos interpretaciones. Los resultados de la industria en este trabajo sugieren que la regresión agregada simple de Aschauer capta de manera apropiada la elevada productividad del capital público en el periodo anterior a 1973.

La utilización de datos regionales en relación con el capital público también incrementa la variabilidad de los datos (mejorando, por lo tanto, la precisión). Los estudios que utilizan estos datos, y que están únicamente disponibles a partir de 1970, tienden a encontrar escasa evidencia de que el capital público tenga una repercusión productiva importante. Munnell (1990) utiliza estos datos estatales y encuentra que el capital público es altamente productivo. Sin embargo, Holtz-Eakin (1994) le da la vuelta a estos resultados al incluir efectos fijos específicos de cada estado: las estimaciones puntuales son negativas, aunque no sean demasiado significativas. Teniendo en cuenta que los efectos fijos parecen preferibles, este autor concluye que estos datos no ofrecen ninguna evidencia de que el capital público tenga un efecto productivo superior a la media (o incluso distinto de cero). Asimismo, Hulten y Schwab (1991) utilizan datos de producción bruta en manufacturas de regiones censales y no hallan ninguna evidencia de que la productividad aumente más rápidamente en las regiones con un crecimiento rápido del capital público. Los resultados de este artículo sugieren que las conclusiones regionales pueden reflejar el período de la muestra: los datos regionales están disponibles únicamente para el período en el que yo encuentro evidencia de un rendimiento superior al normal.

Más recientemente, Morrison y Schwartz (1996) utilizan datos de manufacturas a nivel estatal entre

1970 y 1987 y sugieren que el capital público puede tener un retorno del 20-30 por 100 en el sector manufacturero. Considerando que la industria no dedicada a la fabricación (aproximadamente el 80 por 100 de la economía) se beneficia también del capital público, estos resultados sugieren que el capital público es escaso.

Las diferencias entre sus resultados y los míos podrían deberse a externalidades que he omitido o a que ellos han ignorado la endogeneidad del capital público. En primer lugar, Morrison y Schwartz establecen pocas restricciones en la manera en que el capital se incorpora en la función de producción. El capital público puede proporcionar «externalidades» indirectas que no estoy evaluando o quizá dé lugar a otras externalidades del tipo de Caballero-Lyons (si bien no hay demasiada evidencia de estas externalidades en los datos de producción bruta; véase Basu y Fernald, 1995). Dado que me centro explícitamente en los efectos directos, mis resultados pueden probablemente subestimar los retornos del capital público si las externalidades fueran importantes. En segundo lugar, Morrison y Schwartz no controlan la endogeneidad del capital público ni de otros factores de producción, o incluso de la producción (siendo variables explicativas en su función de costes variables) (15). Dado que los estados donde existen importantes cambios en la productividad pueden tender a invertir más en capital público, los resultados de Morrison y Schwartz podrían reflejar la endogeneidad del capital público y, por lo tanto, estar sesgados al alza. Teniendo en cuenta que considero explícitamente la endogeneidad del capital público debería, en consecuencia, obtener resultados más fiables.

En cualquier caso, sigue sin aclararse la razón de que Morrison y Schwartz obtengan resultados diferentes de otros estudios regionales en los que tampoco se ha controlado la endogeneidad. Morrison y Schwartz atribuyen las diferencias a la utilización de una forma funcional flexible que permite una aproximación de segundo orden a la función de costes, pero las diferencias en los resultados parecen provenir de los efectos de primer orden, no de los de segundo orden.

Finalmente, mis resultados tienen implicaciones para la interpretación de la desaceleración de la producción. Una presunción común es que los niveles de crecimiento anteriores a 1970 eran normales. Una interpretación alternativa sugiere que quizá las décadas inmediatas a la posguerra fueran inusuales, «retornándose a la normalidad» después de principios de los años 1970 (ej.: Wolff, 1996). Mis resultados apo-

yan esta interpretación: la construcción de carreteras es responsable de una parte sustancial de la desaceleración de la producción al elevar el crecimiento de la productividad en el periodo anterior a 1973, pero en el margen es incapaz de ofrecer las mismas ventajas.

Por lo tanto, mis resultados sugieren que la desaceleración de la productividad es un hecho real. En ocasiones se argumenta que la desaceleración de la productividad es ilusoria, reflejando una infravaloración del crecimiento de la producción en los últimos años; Griliches (1994), por ejemplo, argumenta que una proporción creciente de la economía se compone de sectores en los que la producción no está bien evaluada. Los ordenadores pueden ofrecer mejoras en la calidad y facilitar la diferenciación de productos, ventajas que pueden ser ignoradas por la estadística convencional. Por el contrario, mis resultados sugieren que se ha producido una desaceleración real en el crecimiento de la producción derivada de la reducción de la contribución productiva de las carreteras.

No obstante, puede ocurrir que, a pesar de la reducción de la contribución de las infraestructuras, el crecimiento de la productividad «real» (después de considerar la evaluación errónea) no haya disminuido debido a las innovaciones tecnológicas impulsadas por la informática. La paradoja de los ordenadores («Vemos ordenadores por todas partes excepto en la estadística de productividad», atribuida a Solow) puede reflejar la coincidencia de la revolución microinformática con la reducción de la contribución de las carreteras. En otras palabras, incluso si las ventajas tecnológicas de la informática fueran sustanciales y evaluadas en su totalidad, las estadísticas de productividad podrían no mostrar ninguna mejora.

De manera más general, en la historia aparecen a menudo influencias insólitas —redes de carreteras, ordenadores, técnicas de producción en serie, motores de vapor— que influyen en la productividad durante décadas. Teniendo en cuenta esta interpretación, las carreteras pueden haber incrementado la productividad antes de 1973, de la misma forma que los ordenadores incrementan actualmente la productividad «real» (si bien, quizá no se haya observado).

NOTAS

(*) «Roads to prosperity? Assessing the link between public capital and productivity», *The American Economic Review*, n.º 3, 1999, 619-638. Traducción de Diorki.

(**) División de Finanzas Internacionales, Consejo de la Reserva Federal, Washington. Una versión anterior de este documento, titulada

«¿Hasta qué punto las infraestructuras son productivas?» constituye el capítulo 2 de mi tesis doctoral defendida en Harvard en 1993. Expreso mi agradecimiento a Robert Barro, Susanto Basu, David Cutler, Brad De Long, Barbara Fraumeni, Andy Levin, Prakash Loungani, Ben Polak y, sobre todo, a Charles Hulten, Dale Jorgenson y Greg Mankiw por sus útiles discusiones y comentarios. También quiero dar las gracias a los diferentes evaluadores y participantes en seminarios de universidades e instituciones que contribuyeron con sus comentarios. Las opiniones reflejadas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor y no deben interpretarse como reflejo de las opiniones del Consejo de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal o de ninguna otra persona asociada con el Sistema de la Reserva Federal.

(1) ASCHAUER (1989, 1990) documenta la correlación con los datos agregados estadounidenses. Entre otros estudios que utilizan los datos agregados, regionales o industriales en Estados Unidos y destacan el notorio alcance productivo del capital público, se incluyen los de MUNNELL (1990), NADIRI y MAMUNEAS (1994), KOCHERLAKOTA y YI (1996), y MORRISON y SCHWARTZ (1996). Entre los estudios que utilizan datos nacionales, se incluyen los de FORD y PORET (1991) y BERNDT y HANSSON (1992). Entre los escépticos, se incluyen los estudios de AARON (1990), HULTEN y SCHWAB (1991), HOLTZ-EAKIN (1994), y STURM y HAAN (1995). GRAMLICH (1994) hace una revisión de la literatura sobre infraestructuras, con referencias adicionales.

(2) En el apéndice se considera el caso en el que los parques de carreteras específicos de la industria se diferencian del parque agregado de carreteras, debido a las diferencias en la distribución regional de la producción entre las diferentes industrias. En la nota 6 se señala brevemente la conveniencia de asumir que existe una función de producción en valor añadido.

(3) La utilización de una función de producción de elasticidad constante de sustitución (ECS), por ejemplo, complica bastante el problema teórico y econométrico. En primer lugar, la agregación es difícil a no ser que todos los productores sean idénticos. En segundo lugar, el aumento de las carreteras varía relativamente poco a partir de 1973 (la media es del 1 por 100; la desviación estándar es del 0,3 por 100), de manera que los datos estadounidenses proporcionan poca variación para realizar parametrizaciones complicadas. Si se permite que el coeficiente cambie, se puede abordar este efecto complicado de una manera sencilla.

(4) Como una persona consultada señalaba, este modelo puede no ser el adecuado si las industrias no se distribuyen uniformemente a través de las distintas regiones. En el apéndice se considera esta cuestión más detenidamente.

(5) Los rendimientos crecientes, por ejemplo, no son probablemente una causa importante de preocupación, dado que el sector típico tiene rendimientos aproximadamente constantes y, en cualquier caso, la correlación entre los índices de crecimiento de las carreteras y las inversiones agregadas es de tan sólo un $-0,04$. No obstante, BASU y FERNALD (1997) concluyen que, debido a la heterogeneidad de la industria, la agregación afecta a las propiedades cíclicas de la productividad agregada y tiene un efecto mayor en las estimaciones con valor añadido que en la producción bruta. Empíricamente, los efectos de la agregación Basu-Fernald prácticamente no se correlacionan con el crecimiento de las carreteras y, utilizando la producción bruta, se obtienen unos resultados que son prácticamente idénticos a los resultados con valor añadido expuestos en el apartado III. Por lo tanto, la abstracción de la agregación y la inexistencia de una función de producción en valor añadido no tienen demasiada importancia en este punto. (La razón de usar el valor añadido es que la productividad agregada es una medida de valor añadido —véase BASU y FERNALD, 1997)

Como una comprobación adicional en relación con la especificación errónea, en el trabajo empírico he añadido aproximaciones para el cambio técnico con sesgo energético y para la utilización de la capacidad variable. En particular, añadí una variable ficticia (*dummy*) del precio del petróleo a las regresiones (con un efecto diferente por industrias), que podría tener importancia si el progreso técnico tuviera un sesgo más energético en los sectores con un uso intensivo de vehículos. Los resultados cambiaron poco. También añadí el cambio en horas por trabajador como una aproximación a los cambios no observa-

dos en el trabajo y en la utilización de capital (véase BASU y KIMBALL, 1997). De nuevo, los resultados cambiaron poco.

(6) Mi análisis de estas cuestiones se basa en HULTEN (1994), quien analiza las implicaciones de las redes y la congestión en términos de modelos simples de crecimiento óptimo, con implicaciones econométricas.

(7) En este cálculo se asume que las millas recorridas y la cuota de vehículos no se ven afectadas por el cambio de políticas en el parque de carreteras. Empíricamente, en los datos anuales, la elasticidad de las millas recorridas con respecto a las carreteras parece reducida. Realizando la regresión del logaritmo de millas recorridas sobre el logaritmo del PIB, el logaritmo de los precios del combustible y el logaritmo del parque de carreteras, se obtiene una elasticidad de carreteras del 0,04. Estimada en diferencias, esta elasticidad es del 0,15.

(8) He excluido los datos acerca del sector público porque no existen datos disponibles completos de los factores de producción; he excluido la agricultura y la minería porque una gran parte de sus vehículos no se utilizan en carreteras públicas. Estos datos están disponibles a partir de 1947; un período más extendido de la muestra es preferible económicamente, pero la calidad de los datos anteriores a esta fecha es inferior a la de los datos posteriores. En cualquier caso, las conclusiones principales parecen ser relativamente robustas tanto si se toma una fecha de partida anterior como si se toma una posterior. Para obtener una descripción completa de los datos, véase JORGENSEN *et al.* (1987).

(9) *Nota del traductor:* los códigos SIC (*Standard Industrial Classification*) de EE.UU son equiparables a la CNAE utilizada en España.

(10) 1973 es el año tradicional para fijar la desaceleración de la productividad, si bien hay quien señala fechas anteriores o posteriores. Asimismo, también permito que cambien los coeficientes en 1973; no parece que la utilización de otras fechas de inflexión propuestas cambie sustancialmente el escenario o las estimaciones de los coeficientes.

(11) El extraordinario comportamiento de la productividad de los productos derivados del petróleo y el carbón refleja una enorme variabilidad anual en el crecimiento de la productividad anual en valor añadido, con una desviación estándar del 36 por 100 anual. Un comportamiento positivo anómalo de la productividad durante varios años en la década de los ochenta incrementó sustancialmente la media posterior a 1973. La enorme desviación estándar, a su vez, refleja en gran parte la cuota elevada de los materiales, con un promedio en la producción bruta del 90 por 100; siendo el valor añadido tan sólo un 10 por 100 de la producción anual. Por lo tanto, los pequeños cambios de productividad en la producción bruta se traducen en cambios enormes en la productividad en valor añadido. Afortunadamente, ninguno de los resultados sustanciales son sensibles a la inclusión, o la exclusión, de los productos derivados del petróleo — o a la realización de la estimación con el valor añadido en lugar de la producción bruta.

(12) Este aumento de la variabilidad se muestra también en los datos anuales subyacentes. La desviación estándar anual en las tasas de crecimiento de la productividad intersectorial fue del 4-6 por 100 antes de 1973 y del 8-15 por 100 entre 1973 y 1985.

(13) En principio, las carreteras podrían «ser responsables» de más del 100 por 100 de la disminución, si otros factores, como los ordenadores, hubieran impulsado la productividad a partir de 1973.

(14) Por ejemplo, supongamos que el tipo de interés real es de aproximadamente un 4 por 100 y que la tasa de depreciación de las carreteras es de aproximadamente el 2 por 100. Supongamos también que el tipo impositivo marginal de exceso es 2 (en el extremo superior de las estimaciones actuales, analizadas, por ejemplo, por JORGENSEN y YUN [1991] y MORRISON y SCHWARTZ [1996]). En ese caso, un gobierno optimizador establecería el retorno marginal de las carreteras en el doble del coste del capital de Hall-Jorgenson del 6 por 100.

(15) MORRISON y SCHWARTZ sugieren que la utilización de valores retardados como instrumentos, o la utilización de instrumentos de Hall-Ramey, tiene escaso efecto sobre los resultados que no sea un incremento en los errores estándar. Considerando que el capital público y el privado están altamente autocorrelacionados y, dado que los instru-

mentos de Hall-Ramey no tienen esencialmente ningún poder explicativo en el caso del capital, estas propuestas pueden no resolver la cuestión de la endogeneidad.

BIBLIOGRAFÍA

- AARON, Henry J. (1990), «Discussion», en Alicia H. MUNNELL, (ed.), *Is there a Shortfall in Public Capital Investment?* Boston, MA, Federal Reserve Bank of Boston: 51-63.
- ASCHAUER, David A. (1989), «Is public expenditure productive?», *Journal of Monetary Economics*, marzo, 23(2): 177-200.
- (1990), «Why is infrastructure important?», en Alicia H. MUNNELL (ed.), *Is there a Shortfall in Public Capital Investment?* Boston, MA, Federal Reserve Bank of Boston: pp. 21-50.
- BARRO, Robert J., y SALA-I-MARTIN, Xavier (1995), *Economic Growth*, Nueva York, McGraw-Hill.
- BASU, Susanto, y FERNALD, John G. (1995), «Are apparent productive spillovers a figment of specification error?», *Journal of Monetary Economics*, agosto, 36(1): 165-88.
- (1997), «Returns to scale in U.S. production: Estimates and implications», *Journal of Political Economy*, abril, 105(2): 249-283.
- BASU, Susanto, y KIMBALL, Miles S. (1997), «Cyclical Productivity with unobserved imput variation», National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA), *Working Paper n.º 5915*, febrero.
- BERNDT, Ernst R., y HANSSON, Bengt (1992), «Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden», *Scandinavian Journal of Economics*, supl., 94: 151-68.
- BOSKIN, Michael J.; ROBINSON, Marc S., y HUBER, Alan M. (1989), «Government saving, capital formation, and wealth in the United States, 1947-85», en Robert E. LIPSEY y Helen S. TICE, eds., *The Measurement of Saving, Investment, and Wealth*, Chicago, University of Chicago Press: 287-353.
- FEDERAL HIGHWAY ADMINISTRATION (varios años), *Highway Statistics*, Washington, U.S. Government Printing Office.
- FORD, Robert, y PORET, Pierre (1991), «Infrastructure and Private-Sector Productivity», *OECD Economic Studies*, otoño, (17): 63-89.
- FRAUMENI, Barbara M. (1998), «Measuring public capital stock for productivity analysis: The case of highway capital stock», *Working paper*, Northeastern University.
- GRAMLICH, Edward M. (1994), «Infrastructure investment: A review essay», *Journal of Economic Literature*, septiembre, 32(3): 1176-96.
- GRILICHES, Zvi (1994), «Productivity, R&D, and the data constraint», *American Economic Review*, marzo, 84(1): 1-23.
- HALL, Robert E. (1990), «Invariance properties of Solow's productivity residual», en Peter DIAMOND (ed.), *Growth/Productivity/Unemployment: Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*, Cambridge, MA: MIT Press: 71-112.
- HALL, Robert E., y JORGENSEN, Dale W. (1967), «Tax policy and investment behavior», *American Economic Review*, junio, 57(3): 391-414.
- HOLTZ-EAKIN, Douglas (1993), «State-specific estimates of state and local government capital», *Regional Science and Urban Economics*, abril, 23(2): 185-209.
- (1994), «Public-sector capital and the productivity puzzle», *Review of Economics and Statistics*, febrero, 76(1): 12-21.
- HULTEN, Charles R. (1994), «Optimal growth with infrastructure capital: Theory and implications for empirical modeling», *Working paper*, University of Maryland.

- HULTEN, Charles R., y SCHWAB, Robert M. (1991), «Public capital formation and the growth of regional manufacturing industries», *National Tax Journal*, diciembre, Pt. 2, 44(4): 121-34.
- HULTEN, Charles R., y WYKOFF, Frank C. (1981), «The measurement of economic depreciation», en Charles R. HULTEN (ed.), *Depreciation, Inflation, and the Taxation of income from Capital*, Washington, Urban Institute Press; 81-125.
- JORGENSON, Dale W.; GOLLOP, Frank M., y FRAUMENI, Barbara M. (1987), *Productivity and U.S. Economic Growth*. Cambridge, MA, Harvard University Press.
- JORGERSON, Dale W., y YUN, Kun-Young (1991), *Tax Reform and the Cost of Capital*, Oxford, Clarendon Press.
- KOCHERLAKOTA, Narayana R., y Yi, Kei-Mu (1996), «A simple time series test of endogenous vs. exogenous growth models: An application to the United States», *Review of Economics and Statistics*, febrero, 78(1): 126-34.
- MANKIW, N. Gregory (1992), «The optimal underprovision of public goods», *Working paper*, Harvard University.
- MORRISON, Catherine J., y SCHWARTZ, Amy Ellen (1996), «State infrastructure and productive performance», *American Economic Review*, diciembre, 86(5): 1095-111.
- MUNNELL, Alicia H. (1990), «How does public infrastructure affect regional economic performance?», en Alicia H. MUNNELL (ed.), *Is there a Shortfall in Public Capital Investment?*, Boston, MA, Federal Reserve Bank of Boston: 69-103.
- NADIRI, M. Ishaq, y MAMUNEAS, Theofanis P. (1994), «The effects of public infrastructure and R&D capital on the cost structure and performance of U.S. manufacturing industries», *Review of Economics and Statistics*, febrero, 76(1): 22-37.
- STURM, Jan E., y DE HAAN, Jakob (1995), «Is public expenditure really productive?», *Economic Modelling*, enero, 12(1): 60-72.
- U.S. CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE (1991), *How Federal Spending for Infrastructure and Other Investments Affects the Economy*, Washington, U.S. Government Printing Office.
- U.S. DEPARTMENT OF COMMERCE (1993), Bureau of Economic Analysis, *Fixed Reproducible Tangible Wealth in the United States, 1929-1989*, Washington, U.S. Government Printing Office.
- (1995), «Wealth». Data diskettes.
- (1996), «Gross state product by industry, 1977-94». Data diskettes.
- WOLFF, Edward N. (1996), «The productivity slowdown: The culprit at last? Follow-up on Hulten and Wolff», *American Economic Review*, diciembre, 86(5): 1239-1252.

APÉNDICE

El sesgo de la distribución desigual de las industrias

Si las industrias no se distribuyen uniformemente en el espacio, el parque agregado de carreteras no mide correctamente la inversión en carreteras específica de cada industria. En cambio, la medida apropiada debería ser probablemente un promedio ponderado de los índices de crecimiento de las carreteras regionales, ponderados en función de la importancia de cada región en la producción de la industria. En este apéndice se considera el sesgo potencial derivado del uso incorrecto del parque agregado de carreteras.

A partir de la derivación del apartado I, suponemos que, en cada lugar, una industria puede producir con la tecnología de producción de la ecuación [1] y que la industria tiene la misma cuota de vehículos, S_{vi} , en todas las regiones. Agregando la productividad de la industria en todas las regiones, obtenemos:

$$dp_i = \Phi \cdot s_{vi} \cdot dg_i + du_i \quad [A1]$$

donde dg_i es el crecimiento de la inversión estatal en carreteras específica de la industria; dg_i se define por:

$$dg_i = \sum_j w_{ij} dg^j \quad [A2]$$

donde dg^j es el crecimiento de las carreteras en la región j , y w_{ij} es la cuota de la producción de las industrias i en la región j .

Podemos describir la ecuación [A1] como

$$dp_i = \Phi \cdot s_{vi} \cdot dg + \Phi \cdot s_{vi} \cdot (dg_i - dg) + dt_i \quad [A3]$$

donde dg es el crecimiento del parque de carreteras nacional o agregado. Asumiendo que el capital público se distribuye en proporción a la producción (1), el parque de carreteras nacional dg es igual a:

$$dg = \sum_j w^j dg^j \quad [A4]$$

donde w^j es la cuota de producción nacional en la región j . Comparando [A2] y [A4], $(dg_i - dg)$, es cero si las carreteras crecen al mismo ritmo en todas las regiones, o si las industrias producen lo mismo en todas las regiones, de manera que w_{ij} sea igual a w^j .

Agregando sobre las industrias, la productividad agregada \overline{dp} es:

$$\overline{dp} = \Phi \cdot \bar{s}_v \cdot dg + \Phi \cdot \left[\sum_i w_i s_{vi} (dg_i - dg) \right] + \overline{du} \quad [A5]$$

Supongamos, para simplificar, que los parámetros de ciclo de las industrias, β_i , son iguales a la unidad para todo i . Podemos, entonces, expresar la diferencia entre la productividad de las industrias y la productividad agregada como:

$$dp_i - \overline{dp} = \Phi \cdot (s_{vi} - \bar{s}_v) \cdot dg + \Phi \cdot \left[s_{vi} (dg_i - dg) - \sum_i w_i s_{vi} (dg_i - dg) \right] + \varepsilon_i \quad [A6]$$

donde ε_i es el componente idiosincrásico del crecimiento de la productividad de la industria; ε_i puede estar correlacionado con el dg_i específico de la industria, pero, mientras que la industria sea relativamente pequeña, ε_i no debería estar correlacionado prácticamente con el crecimiento agregado de las carreteras. Supongamos que intentamos estimar la regresión lineal en la ecuación [A6], pero omitiendo el término entre paréntesis. Si las cuotas de vehículos son constantes en el tiempo, entonces el *plim* de la ratio del coeficiente estimado sobre el verdadero coeficiente de la regresión:

$$\text{plim} \frac{\hat{\Phi}_i}{\Phi} = 1 + \left(\frac{1}{s_{vi} - \bar{s}_v} \right) \times \left[s_{vi} \cdot \frac{\text{Cov}(dg, dg_i - dg)}{\text{Var}(dg)} - \frac{\text{Cov}(dg, \sum_k w_k s_{vk} (dg_k - dg))}{\text{Var}(dg)} \right].$$

Supongamos que las ponderaciones de la industria son (relativamente) constantes en el tiempo. Entonces, esta ratio *plim* es igual a:

$$\text{plim} \frac{\hat{\Phi}_i}{\Phi} = 1 + \left(\frac{1}{s_{vi} - \bar{s}_v} \right)$$

$$\times \left[\left[s_{vi} \cdot \frac{\text{Cov}(dg, dg_i)}{\text{Var}(dg)} - s_{vi} \right) - \left(\sum_k w_k s_{vk} \frac{\text{Cov}(dg, dg_k)}{\text{Var}(dg)} - \sum_k w_k s_{vk} \right) \right]$$

Después de alguna manipulación algebraica y considerando $\sum_k w_k s_{vk}$ que es igual a s_v , obtenemos:

$$plim \frac{\hat{\Phi}_i}{\Phi} = \left[\frac{s_{vi} \cdot \gamma_i - \sum_k w_k s_{vk} \gamma_k}{s_{vi} - s_v} \right] \quad [A7]$$

donde γ_i es el coeficiente (asintótico) de una regresión de dg_i sobre dg : $\text{Cov}(dg, dg_i) / \text{Var}(dg)$.

Asumiendo que el dg agregado es apropiado cuando no lo es, la ecuación estimada [A6] (o la ecuación [10] del texto) sufre, en esencia, del sesgo de variable omitida siendo el sesgo aportado por la ecuación [A7]. Igualmente, el término de perturbación de la regresión puede estar correlacionado con el capital público. El sesgo depende tanto de la especificación errónea de la productividad de la industria como de la especificación errónea de la productividad agregada. Estas especificaciones erróneas de-

penden del grado en que $s_{vi}dg$ sea una aproximación de $s_{vi}dg_i$, lo que a su vez depende de γ_i . No hay ningún sesgo si los parques de carreteras específicos de la industria no difieren sistemáticamente de los parques agregados de carreteras, dado que γ_i es igual a 1.

En otras palabras, el crecimiento de las carreteras de la industria coincide con el crecimiento agregado de las carreteras si no existen diferencias sistemáticas en las tasas de crecimiento de las carreteras regionales, o si las industrias se distribuyen uniformemente en todas las regiones. Por supuesto, una distribución regional desigual de las industrias puede contribuir al crecimiento regional desigual de las carreteras si el crecimiento regional de éstas responde en mayor grado al crecimiento de la productividad de las industrias en esa región.

Para hacerse una idea de la magnitud potencial de este sesgo, he realizado algunas simulaciones sencillas. Morrison y Schwartz (1996, tabla 2) facilitan el crecimiento del capital público en cuatro regiones del país entre 1971 y 1987 (2). En todas las regiones disminuyó el índice de crecimiento, pero fue más rápido que el promedio en el Este y mucho más lento en el Sur; las γ_i regionales, estimadas desde 1971 hasta 1987, son 0,77 en el Sur, 0,84 en el Norte, 1,06 en el Oeste y 1,71 en el Este. Supongamos que existen cuatro industrias que producen en regiones distintas y son del mismo tamaño

CUADRO N.º A.1

SESGOS DE LA ESTIMACIÓN SIMULADA Y AGRUPACIONES DE INDUSTRIAS

Cuotas de vehículos (Sur, Norte, Este y Oeste), en porcentaje		plim($\hat{\Phi}/\Phi$) (Sur, Norte, Este y Oeste)	
(1,4, 1,4, 1,8, 1,4)		(5,5, 4,6, 4,4, 3,0)	
(1,6, 1,6, 1,2, 1,6)		(-2,8, -1,9, -1,6, 0,0)	
(1,0, 1,0, 3,0, 1,0)		(2,1, 2,0, 2,0, 1,8)	
(1,9, 1,9, 0,3, 1,9)		(0,3, 0,6, 0,7, 1,1)	
Agrupación		Industrias	
1		Suministro eléctrico; suministro de gas; servicios	
2		Construcción; piedra, arcilla, cristal; comunicaciones	
3		Transporte; comercio; madera	
4		Coches; maquinaria industrial; finanzas, seguros, bienes inmuebles	
5		Mobiliario y accesorios; productos de cuero; metales primarios	
6		Productos de papel; productos alimenticios y similares; equipos electrónicos	
7		Ropa y textiles; Impresión y publicación; fabricación mixta	
8		Productos textiles; caucho y plásticos; metales fabricados	
9		Sustancias químicas; otros equipos de transporte; instrumentos	

Notas: Con el fin de minimizar el sesgo de estimación, las industrias se han agrupado para garantizar que el uso de vehículos difiera sustancialmente de la media y que la producción se distribuya relativamente de manera uniforme entre las regiones.

(si se utiliza la distribución regional de la producción de 1977, según los datos del Departamento de Comercio estadounidense —U.S. Department of Commerce 1996—, se obtienen resultados prácticamente idénticos), y con una cuota media de vehículos del 1,5 por 100. En el cuadro A.1 se muestran los sesgos de la industria resultantes para varias combinaciones de uso de vehículos.

El sesgo puede ser bastante importante, aun cuando las correlaciones entre los índices de crecimiento regionales y el índice de crecimiento agregado sean generalmente superiores a 0,9. En varios casos, no sólo el sesgo es negativo (ratio inferior a uno), sino que se invierte el signo real del coeficiente estimado. El signo es ambiguo, ya que depende del signo de $(s_{vi} - s_v)$. La magnitud del sesgo también depende en gran medida de $(s_{vi} - s_v)$. El sesgo tiende a ser positivo cuando las industrias con una γ_i superior a la media tienen también una cuota de vehículos superior a la media; por otra parte, el sesgo es mayor en las dos primeras filas, donde las desviaciones del uso de vehículos con respecto a la media son relativamente pequeñas, que en las dos segundas filas, donde las desviaciones del uso de vehículos son mayores.

En la práctica, por supuesto, los parques de carreteras de la industria varían menos que en este ejemplo, ya que las industrias no están completamente segmentadas por regiones. Por lo tanto, he estimado los volúmenes de capital público específicos de la industria utilizando los datos del Departamento de Comercio estadounidense (U.S. Department of Commerce, 1996), respecto a la distribución regional de la producción en 1977, para las cuatro regiones para las que dispongo de datos acerca del capital público. A continuación, he evaluado la magnitud del sesgo de la ecuación [A7]. Aunque no dispongo de datos para estimar el capital público específico de la industria para el conjunto del periodo de la muestra, este ejercicio me facilita una métrica para evaluar si puedo ignorar con seguridad la distribución regional de las industrias.

Entre 1971 y 1987, la correlación de los índices de crecimiento de la industria y el capital público agregado es siempre superior a 0,99. Insertando las varianzas y covarianzas de la muestra en la ecuación del sesgo [8] para cada una de las 27 industrias privadas (todas las industrias privadas, excluyendo la agricultura, la minería, el tabaco y la refinería de petróleo), la mediana de la ratio del sesgo es 0,88 y el rango intercuartil está entre 0,82 y 1,01. En el caso de las nueve industrias a un dígito SIC, la media-

na del sesgo fue de 1,04. En ambas agrupaciones, se apreciaron dos desviaciones anómalas: comercio (8,2) y servicios (-0,95). La causa de esta ratio elevada del sesgo es que estas dos industrias tienen cuotas de vehículos que se encuentran particularmente próximas a la cuota agregada de vehículos y, por lo tanto, tal como se muestra en la ecuación [A7], la ratio del sesgo puede ser bastante importante.

No podemos estimar la ratio del sesgo de la totalidad de la muestra, ya que el capital público regional no está disponible para fechas anteriores. Asumiendo que, en un período más temprano, la variación regional de los índices de crecimiento del capital público fuera similar a la variación encontrada en un periodo posterior, la interpretación apropiada de estos resultados sería que, con los datos de uno y dos dígitos, existe suficiente variación regional en las industrias para permitir un sesgo (positivo o negativo) del orden del 10 por 100, si bien en el caso de algunas industrias puede ser bastante mayor.

No obstante, los resultados sugieren que, mediante una agregación juiciosa, podemos reducir tanto el sesgo (mediante una distribución adecuada de la producción regional) como los errores estándar (a través del incremento de la desviación de las cuotas de vehículos respecto de la media y, por lo tanto, incrementando la variación de la variable explicativa del lado derecho).

He agregado las industrias con el fin de obtener una distribución apropiada de $(s_{vi} - s_v)$ (3). Esta agregación de industrias heterogéneas tiende a reducir las diferencias regionales en la ubicación de las industrias, disminuyendo, por lo tanto, el sesgo potencial. He seguido un orden lexicográfico informal intentando, en primer lugar, maximizar el valor mínimo absoluto de la desviación respecto de la cuota media y, a continuación, minimizar la variación de la desviación. En el cuadro A.1 se muestran las nueve agrupaciones resultantes, agregadas según los índices de Tornquist (4).

Para evaluar la igualdad en la distribución espacial, he realizado la misma simulación anterior, calculando el crecimiento del capital público en la industria entre 1971 y 1987 y, a continuación, insertando las varianzas y covarianzas en la fórmula de la ratio del sesgo [A7]. La mediana de la ratio del sesgo para mi agrupación final de nueve industrias agregadas fue del 0,97, no alejándose demasiado de la unidad en ninguno de los grupos.

Las agrupaciones de industrias no tienen, por supuesto, ninguna interpretación económica natural de la forma en que la tendrían las agrupaciones SIC de un dígito. No obstante, con una competencia perfecta y unos rendimientos constantes, esta agregación no conduce a ningún sesgo en mi ecuación de estimación, ya que los residuos de la productividad se agregan perfectamente respecto a estas condiciones. Como se analizó en el apartado I, la probabilidad de que las desviaciones de la competencia perfecta y los rendimientos constantes tengan una gran repercusión en las estimaciones es escasa.

NOTAS AL APÉNDICE

(1) Este supuesto simplifica la notación y la interpretación. En la práctica, por supuesto, el capital público se agrega utilizando la distribución de este capital, no la distribución de la producción. Si estas distribuciones difieren, todos los estudios que utilizan el volumen agregado del capital público tienen una especificación errónea. Esta especificación errónea tiene importancia únicamente si la diferencia entre las dos medidas está correlacionada con el volumen agregado del capital público.

(2) Estos datos, originalmente de MUNNELL (1990), se refieren a todo el capital público, no sólo a las carreteras. HOLTZ-EAKIN (1993) describe las estimaciones de los parques de carreteras nacionales, pero

no facilita datos suficientes para realizar estas simulaciones. No obstante, el crecimiento de las carreteras regionales fue probablemente similar al crecimiento de todo el capital público. En cualquier caso, las simulaciones realizadas se proponen únicamente como sugerencias, ya que las estimaciones del capital público regional no están disponibles para el periodo completo de la muestra, y sufren probablemente de errores de medida sustanciales. Las estimaciones implican la asignación de volúmenes de capital nacional a las regiones, basándose en varias aproximaciones al gasto regional. Por ejemplo, HOLTZ-EAKIN estima los volúmenes de capital asignados a los estados en 1960 distribuyendo el volumen de capital nacional en función de las cuotas estatales del gasto gubernamental total en 1960. Los errores en esta distribución afectarían significativamente a las estimaciones del volumen de capital público específico de la industria.

(3) Tómese nota de que la elección de las agrupaciones «óptimas» de la industria respecto a este problema puede entrañar bastante dificultad. Por ejemplo, no se puede intentar simplemente minimizar las diferencias regionales en la distribución de las industrias, ya que de esta forma no se garantizaría que las cuotas de vehículos difieran lo suficiente de los datos agregados como para permitir unas estimaciones precisas y sin sesgo. Todavía más importante es que la ratio del sesgo en una industria depende de la covarianza de la industria y del crecimiento del capital público agregado para el resto de las industrias.

(4) También he experimentado incluyendo una décima agrupación de productos derivados del petróleo y del tabaco. El argumento para su inclusión es disponer del mayor número posible de datos; el argumento para su exclusión es que son excepcionalmente volátiles y a menudo se consideran sospechosos. Los he excluido para garantizar que estas industrias sospechosas no influyan en los resultados. En cualquier caso, su repercusión en los resultados no es relevante.