

EFFECTOS DE LA INFRAESTRUCTURA PÚBLICA SOBRE EL CRECIMIENTO DE LA ECONOMÍA, EVIDENCIA PARA CHILE

JORGE RIVERA C.
PATRICIA TOLEDO T.

Resumen

A diferencia de otros estudios empíricos, este artículo analiza el efecto de la inversión pública en infraestructura en el crecimiento de Chile. Basándonos en Glomm y Ravikumar (1994) y Yoke (2001), se presenta un modelo estocástico para testear la hipótesis de crecimiento endógeno contra una de crecimiento exógeno. Este modelo permite estimar una relación de largo plazo entre producto, inversión pública en infraestructura y capital privado. Dicha relación es verificada a través del test de cointegración de Johansen para el período 1975-2000. Los resultados muestran que existe una relación entre producto e inversión pública en infraestructura. Sin embargo, este resultado no es consistente con la hipótesis de crecimiento exógeno, ni con la existencia de un efecto “spillover” asociado a la inversión pública. A pesar de lo anterior, las estimaciones sugieren que un incremento del 10% en la inversión pública genera un aumento de 1.6% en el producto (ambas variables expresadas en términos por trabajador).

Abstract

In contrast to other empirical studies, this paper analyzes the effect of public investment on infrastructure on the Chilean growth. Based on Glomm and Ravikumar (1994) and Yoke (2001), we present a stochastic model to test the hypothesis of endogenous growth against exogenous growth. On the basis of this model we estimate a long-run relationship among output, public investment in infrastructure and private capital. This relationship is verified using the Johansen's cointegration test during the 1975-2000 period. The results show that there is a positive relationship between output and public investment in infrastructure. However, this outcome is neither consistent with the exogenous growth hypothesis nor public investment spillovers. In spite of that, the estimates suggest that an increase of 10% in public investment in infrastructure

□ Departamento de Economía, Universidad de Chile. Diagonal Paraguay 257, Torre 26, Piso 15. Santiago de Chile. E-mail: jrivera@econ.uchile.cl, ptoledo@econ.uchile.cl
Los autores desean agradecer muy especialmente a los profesionales de la Dirección de Planeamiento del Ministerio de Obras Públicas de Chile por su apoyo para el desarrollo de este trabajo.

generates an increase of 1.6% in total output (both variables expressed in per workers terms).

Palabras clave: Crecimiento económico, cointegración, infraestructura pública.

Clasificación JEL : O41, C32.

I. INTRODUCCIÓN

A fines de la década de los ochenta comienza a aparecer en la literatura económica un creciente número de estudios empíricos que buscan analizar el efecto que la inversión pública (IP), en sus diversos ítemes, tiene sobre el crecimiento de la economía. Para esto, ver Aschauer (1989), Munell (1990), Eberts (1990), Batina (1999) y Tatom (1991), entre otros¹. Basados en modelos de crecimiento endógeno con externalidades, en estos estudios se estimó generalmente una función de producción de la economía tipo *Cobb-Douglas*, donde en su especificación la IP es incorporada como un factor productivo, que junto con el capital privado se asume presentan rendimientos constantes a escala. De esta manera, en este tipo de modelos se dispone de garantías *ex ante* para que la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía pueda ser modificada por aumentos de la inversión pública.

Debido a una serie de problemas relacionados con el método de estimación que utilizaban los autores mencionados (mínimos cuadrados ordinarios restringidos, donde *a priori* no es claro que el capital público sea una variable fuertemente exógena) y, además, por el tipo de conclusiones económicas a que se llegaba en estos trabajos, tales enfoques fueron ampliamente criticados por diversos autores². Tal como señalan Sturm y de Haan (1995), las estimaciones hechas con este tipo de modelos no garantizan que la relación funcional encontrada no sea espuria, básicamente debido a que las series de datos utilizadas por dichos autores no eran estacionarias y, posiblemente, no cointegradas.

A principios de los noventa surgió un enfoque alternativo que intentó soslayar las críticas antes mencionadas. Este consistió en analizar el problema que nos motiva desde una perspectiva de los “costos de producción” de las firmas y su relación con la IP. Los trabajos de Shah (1992), Lynde y Richmond (1992, 1993), Conrad y Seitz (1992, 1994), Morrison y Schwartz (1996) y Sturm (2001), entre otros, modelan el comportamiento de las firmas como un problema de minimización de costos, a partir del cual derivan funciones de demanda para el capital privado y el trabajo, las que a su vez dependen, entre otras variables, del stock de capital público. Vía este enfoque de oferta, los autores pueden finalmente obtener una aproximación de los efectos de la IP sobre el crecimiento de la economía.

¹ En estos trabajos, básicamente se analiza la contribución de la IP al crecimiento económico utilizando principalmente información de Estados Unidos.

² Para más detalles sobre estos puntos, ver Sturm (2001) y Batina (2001).

Ahora bien, independiente de si la estimación del efecto de la IP sobre el crecimiento de la economía es realizado a través de la modelación de una función de producción o una de costos, de todas maneras en estos modelos no se dio un correcto tratamiento a la estimación econométrica de las ecuaciones resultantes, ya sea porque los autores mencionados no realizaron un adecuado análisis de la no estacionariedad de las series o porque no se consideraron posibles endogeneidades de los regresores utilizados en la estimación.

Lo anterior fue así hasta que, a principios del 2000, diversos autores consideraron en forma más detallada el uso de modelos de corrección de errores para estimar los efectos de nuestro interés. Si bien es cierto que esta literatura no es muy abundante, de todas formas los estudios realizados por Pereira (2001), Sturm (1995, 2001) y Yoke (2001) demuestran que efectivamente es posible encontrar una relación de largo plazo entre el producto y la inversión pública, evidencia empírica que sólo ha sido analizada para algunas economías desarrolladas (Estados Unidos, Australia y otros países de la OECD).

Además del valor en sí que significa disponer de una estimación de los efectos de la IP sobre el crecimiento de la economía, la relevancia de los resultados antes mencionados radica en que por medio de estos modelos es posible mejorar los procesos de planificación de IP por parte del Estado.

Respecto de lo anterior, un punto interesante para los objetivos de este trabajo surge del hecho de que en los artículos mencionados la IP corresponde a la sumatoria del gasto fiscal en materias de inversión, sea ésta productiva o no³. Por lo tanto, los impactos finales estimados estarían mezclando una serie de efectos, donde eventualmente algunos de ellos podrían ser contrapuestos. Por este hecho, el eventual apoyo a procesos de planificación de inversiones fiscales se diluiría dada la no especificidad de los efectos que finalmente se estiman.

Considerando la evidencia contenida en los diversos trabajos mencionados, y dada la naturaleza de los modelos y estimaciones allí desarrolladas, nuestro objetivo central consiste entonces en estimar los efectos de la *inversión pública en infraestructura* sobre el crecimiento de la economía. Así, a diferencia de lo tratado en la literatura sobre el tema, nuestro foco de interés será un ítem muy específico, y relevante, del gasto público.

La justificación para lo anterior viene de dos hechos. En primer lugar, si bien es cierto que no hemos encontrado trabajos publicados donde se analiza el efecto específico de la infraestructura pública sobre el crecimiento de la economía, *a priori* es razonable pensar que las inversiones en obras públicas tienen importantes consecuencias en la productividad de los factores y con ello sobre el producto de

³ Se entiende por inversión productiva aquella destinada a mejorar las condiciones de competitividad de una economía. Como contraparte de la inversión productiva, existe el concepto de inversión social, que corresponda a aquella destinada a mejorar las condiciones de vida de la población. Obviamente la separación entre una y otra es difusa. Sin embargo, difícilmente uno podría justificar que el gasto en parques y plazas puede ser entendido como una inversión productiva, aun cuando la externalidad positiva que esto podría generar en la población implique mayor productividad de la misma y con ello se tenga argumento para asumirla como una inversión productiva.

la economía⁴. De esta manera, la infraestructura vial podría ser considerada como un insumo tecnológico (mejora la productividad de las firmas) y, como tal, ser analizado en cuanto a sus efectos sobre el crecimiento del producto.

En segundo lugar, los estudios mencionados en párrafos anteriores han sido realizados sólo para países de la OECD, no existiendo la evidencia de tales resultados (y efectos) para países en vías de desarrollo. Este punto podría ser relevante al considerar que el déficit en infraestructura que tradicionalmente afecta a países en desarrollo puede modificar las dinámicas de ajuste de las variables relevantes. En efecto, dado que la infraestructura vial puede ser considerada como un insumo tecnológico, bajo un supuesto de marginalidad decreciente de sus efectos sobre el producto, la cuantía de los mismos debería, en principio, ser mayor para países en desarrollo que para desarrollados. Por lo tanto, los resultados ya conocidos para países desarrollados no necesariamente aplican a nuestra realidad.

En complemento a lo anterior, en países en vías de desarrollo suele ocurrir que las inversiones en obras públicas no necesariamente son la prioridad de las autoridades (en desmedro, por ejemplo, del gasto social). De esta manera, es razonable pensar que el comportamiento de las series de inversión y producto no siempre sigue la misma dinámica en el tiempo, cuestión que dificultaría enormemente el análisis econométrico a realizar dada la eventual existencia de relaciones no lineales entre las variables.

Nuestro enfoque metodológico es cercano a Yoke (2001). Sin embargo, y tal como veremos, un problema central que enfrentaremos al momento de hacer las estimaciones viene del hecho de que hay evidencia para afirmar que la relación entre las variables de interés no es lineal, razón por la cual los métodos tradicionales de estimación no aplican directamente: en la siguiente sección se muestra evidencia respecto de que durante el período 1975-1989 la relación entre producto e inversión en infraestructura siguió un patrón de comportamiento diferente de aquel observado para el período 1990-2000.

La estructura de este trabajo es la siguiente: en la Sección II se describe la metodología y datos a utilizar. En la Sección III se presentan los resultados de aplicar el test de cointegración de Johansen a las series de datos utilizadas. Finalmente, en la Sección IV se entregan las conclusiones derivadas de este trabajo.

II. METODOLOGÍA Y DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

II.1. Marco Teórico

A partir de Barro y Sala i Martin (1990) y Glomm y Ravikumar (1993), asumiremos dada una función de producción donde el producto depende del capital privado, del trabajo y la inversión pública en infraestructura. Esta última se modela

⁴ Por ejemplo, las inversiones viales pueden implicar la disminución de los costos de transporte de las firmas, y con ello una caída en los costos totales de producción, las inversiones en obras de riego permiten mejorar la productividad de ciertos campos cultivables vía lo que se denomina *seguridad de riego*, las inversiones en puertos pueden disminuir los costos de exportación, etc.

como un bien público rival pero no excluible, esto es, un bien provisto por el Estado sujeto a congestión. En este sentido, cabe señalar que, dado un cierto nivel de infraestructura, la congestión puede ser entendida como una disminución en el uso o disponibilidad de la misma cada vez que el nivel de actividad económica aumenta. Por consiguiente, considerando una función de producción agregada tipo Cobb-Douglas, el producto quedaría expresado de la siguiente forma:

$$(1) \quad Y_t = A e^{z_t} K_t^\alpha \left[(1+x)^t L_t \right]^{1-\alpha} \tilde{G}_t^\theta$$

donde Y_t es el nivel de producto real en el período t , A es una constante que denota la componente exógena de la productividad de los factores, K_t es el stock de capital privado L_t , es el nivel de empleo en el período t , x es la tasa de progreso tecnológico neutral a la Harrod, \tilde{G} es el gasto en infraestructura pública ajustado por el efecto congestión y z es un shock estocástico con media cero y varianza constante.

Notemos que en el modelo anterior el bien público entra como un factor de producción generando una externalidad sobre el producto, el cual es asumido por las firmas. En particular, la corrección realizada al bien público por efecto congestión hace que G tome la siguiente forma:

$$(2) \quad \tilde{G}_t = \frac{G_t}{K_t^\phi \left[(1+x)^t \right]^{1-\phi}}$$

La ecuación (1) se puede expresar en unidades efectivas por trabajador de la siguiente forma

$$(3) \quad \tilde{y}_t = A e^{z_t} \tilde{k}_t^{\alpha - \vartheta\phi} \tilde{g}_t^\theta$$

Siguiendo el modelo de crecimiento de Glomm y Ravikumar (1994), Yoke (2001) demuestra que es posible derivar, en un contexto estocástico, el espacio de cointegración, el que a lo más estará descrito por dos vectores de cointegración independientes. En particular, si existe un vector de cointegración, la ecuación de largo plazo puede ser escrita de la siguiente forma:

$$(4) \quad \ln y_t = \ln A + (\alpha - \vartheta\phi) \ln(k_t) + \theta \ln(g_t) + \left([1 - \alpha(1 - \phi)]x \right) t + z_t$$

donde el producto, el capital y la inversión pública están en términos del número de trabajadores. Note que si $\alpha + (1 - \phi)\vartheta = 1$ y $x = 0$, la función de producción es consistente con la idea de un modelo de crecimiento endógeno, donde la economía crece a una tasa estable en el largo plazo. En tal caso, la relación de largo plazo puede ser escrita como:

$$(5) \quad \ln y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln k_t + \alpha_3 \ln g_t$$

Por lo tanto, si, $\alpha + (1 - \phi)\vartheta = 1$ entonces $\alpha_2 + \alpha_3 = 1$, lo que efectivamente permite analizar este supuesto. Por otro lado, si $\alpha + (1 - \phi)\vartheta < 1$ y $x \neq 0$, el estado estacionario se caracterizaría por una tasa de crecimiento por trabajador

igual a cero, consistente con la idea de un modelo de crecimiento exógeno. Notemos que en tal caso, redefiniendo la ecuación (4), la evidencia empírica debiese favorecer la siguiente relación de largo plazo:

$$(6) \quad \ln y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln k_t + \beta_3 \ln g_t + \beta_4 t$$

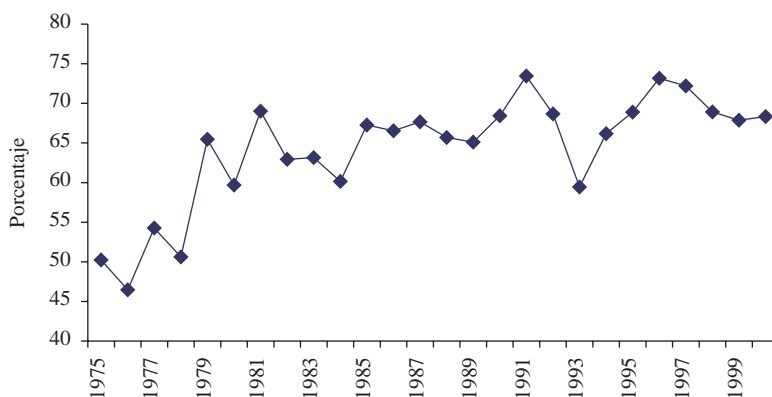
donde $\beta_2 + \beta_3 < 1$ y $\beta_4 > 0$ ⁵.

II.2. Descripción de los Datos

Este trabajo considera el uso de datos anuales del producto, empleo, stock de capital e inversión en obras públicas, esto para el período 1969-2000. Las series del producto, empleo y capital fueron obtenidas del Banco Central de Chile, mientras que la serie de inversión en obras públicas fue obtenida a partir de las memorias del Ministerio de Obras Públicas (MOP)⁶.

A diferencia de otros estudios, la inversión pública que utilizaremos corresponde a la suma de la inversión realizada en *vialidad, obras de riego, aeropuertos, obras portuarias y arquitectura*. Dentro de los ítemes de inversión de Obras Públicas, vialidad es el más relevante, siendo en promedio para el período 1975-2000 el 64% del gasto total del MOP.

GRAFICO 1
PARTICIPACION DE VIALIDAD EN INVERSION TOTAL MOP



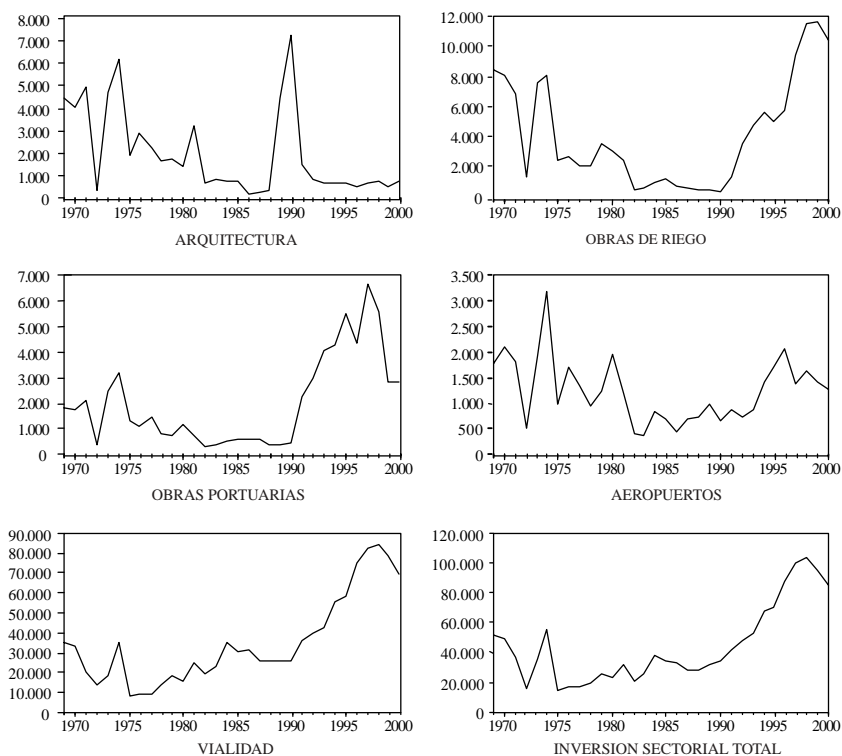
⁵ *A priori*, también es posible pensar en la existencia de una función de demanda por infraestructura, es decir, causalidad del producto hacia la inversión. La estimación de un vector de corrección de errores permitiría descartar esta posibilidad. Sin embargo, y como se presentará más adelante, la existencia de quiebres estructurales no permite realizar una correcta evaluación de exogeneidad en el capital y la inversión en infraestructura.

⁶ A partir de las memorias del Ministerio de Obras Públicas, se realiza un trabajo para identificar sólo las partidas que corresponden a inversión. El gasto corriente y demás gastos no considerados como inversión son dejados fuera de este análisis.

Un problema relevante que enfrentamos al momento de hacer este análisis dice relación con el hecho de que la información de inversión del MOP para el período 1969-1974 no es confiable: toda vez que se trató de presentar la información en moneda equivalente, los resultados de inversión en el período indicado quedaban fuera de toda lógica. Por esta razón, en todo el análisis que sigue se ha optado por trabajar con los datos a partir de 1975 en adelante, vale decir, nuestro período de muestra es 1975-2000⁷.

Aun cuando lo anterior, en el Gráfico 2 se muestra la evolución de la inversión en obras públicas sectorial para el período 1969-2000. Note cómo la inversión en *arquitectura*, *obras de riego* y *aeropuertos* presenta importantes *outliers* y cómo, en general, todas las series son altamente volátiles, razón por la cual no es extraño que los test de raíz unitaria nos indiquen que dichas series son no estacionarias, tal como veremos más adelante. Finalmente, una simple inspección gráfica nos indica que vialidad determina en gran medida la trayectoria de la inversión pública agregada.

GRAFICO 2
INVERSION SECTORIAL POR RUBROS (MILLONES DE PESOS DE 1986)



⁷ Se utilizaron diversos deflatores de moneda para compatibilizar la información entre los diversos años. Con ninguno de ellos se llegó a valores razonables.

III. RESULTADOS DEL ANÁLISIS

Para estimar la relación de largo plazo motivada en la Sección II es necesario previamente verificar el orden de integración de las series, para así posteriormente evaluar la existencia de una relación de largo plazo entre PIB e inversión pública según lo señalado en las ecuaciones 5 y 6 (relación de cointegración⁸).

En el Cuadro 1 se presentan los resultados de diferentes test de raíz unitaria aplicados al producto, capital e inversión en obras públicas por trabajador. En todos ellos, la hipótesis nula es la existencia de un proceso de raíz unitaria en la serie, mientras que la hipótesis alternativa es que la serie es estacionaria en tendencia o estacionaria en torno a una tendencia no lineal (Bierens NL Trend). De los resultados obtenidos, se observa que para la mayoría de los casos no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria, aunque se utilicen test de mayor potencia como DF-GLS o ERS⁹. El único test que favorece la hipótesis alternativa es Bierens (1997), esto para las series de producto y capital.

Una correcta lectura de los resultados del Cuadro 1 debe considerar adicionalmente el problema de potencia que sufren estos estadísticos al ser utilizados en una muestra pequeña. En particular, es posible encontrar niveles de potencia aceptables para estos test cuando se utiliza un tamaño de muestra mayor a 50 observaciones, que claramente no es nuestro caso.

CUADRO 1¹⁰

TEST DE RAIZ UNITARIA: PHILLIPS-PERRON, DF-GLS, ERS Y ZIVOT - ANDREWS

| | PP | DF-GLS | ERS | Bierens NL Trend | ZA | | | |
|-------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------------|--------------------|--------------------|----------------------|-------|
| | | | | | Nivel | Tendencia | Nivel y tendencia | |
| ln(y) | -0.87 ^R | -0.85 ^R | 41.06 ^R | 6.69 (0.09) | -3.52 ^R | -3.78 ^R | -3.15 ^R | |
| ln(k) | -0.24 ^R | -1.82 ^R | 78.68 ^R | 11.93 (0.08) | -2.54 ^R | -1.78 ^R | -3.34 ^R | |
| ln(g) | -2.81 ^R | -2.42 ^R | 7.73 ^R | 3.67 ^R (0.6) | -3.43 ^R | -3.11 ^R | -3.80 ^R | |
| VC | 5% | -3.56 | -3.19 | 5.72 | 5.12 | -4.80 | -4.42 | 5.08 |
| | 10% | -3.22 | -2.89 | 6.77 | 4.62 | -4.58 | -4.11 | -4.82 |

(^R): No es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con un nivel de significancia del 10%.

⁸ Recordemos que dos variables están cointegradas si existe una combinación lineal entre ellas que resulta ser estacionaria, es decir, integrada de orden cero.

Si no existiese cointegración entre las variables, estimar un modelo como el presentado en la ecuación (4) conduce necesariamente a *relaciones espurias* debido a la no estacionariedad de las series bajo análisis

⁹ Ambos test son desarrollados en Elliot *et al.* (1996).

¹⁰ Todas las series están en logaritmo natural y los valores son pesos de 1986. El número de rezagos utilizados en los test DF-GLS, Bierens NL Trend y ZA fue elegido mediante el criterio de Schwarz (0 rezago para ln(y) y ln(g); 2 rezagos para ln(k)). El valor entre paréntesis del estadístico de Bierens corresponde al p-value simulado para el tamaño de muestra utilizado en este estudio.

En complemento a lo anterior, en el Cuadro 2 se presentan dos test desarrollados por Kwiatkowski *et al.* (1992) y Bierens y Guo (1993). En ambos la hipótesis nula es la de estacionariedad con una tendencia frente a la hipótesis alternativa de raíz unitaria. Los resultados allí mostrados favorecen la hipótesis nula.

Así, de lo mostrado en el Cuadro 2 se respalda la hipótesis de que la ecuación de largo plazo a estimar debe ser consistente con la idea de crecimiento exógeno, lo que es a su vez consistente con lo señalado en Chumacero y Fuentes (2001) respecto a que el rechazo de una raíz unitaria en el PIB sugiere que un modelo de crecimiento endógeno no es una representación consistente con dicha evidencia empírica.

De todo lo anterior, dada esta evidencia mixta en el tipo de no estacionariedad de las series, en lo que sigue de nuestro análisis no se descartará la posibilidad de que la relación de largo plazo a evaluar incluya una tendencia tal como se especificó en la ecuación (6). Para analizar esta posibilidad, en el Cuadro 3 se presentan los resultados del test de Johansen con las especificaciones de las ecuaciones (5) y (6).

CUADRO 2
TEST DE RAIZ UNITARIA: KPSS Y BIERENS-GUO

| | KPSS | Bierens-Guo |
|-------|-------------------|--------------------|
| ln(y) | 0.17 ^T | 11.48 ^T |
| ln(k) | 0.15 ^T | 11.63 ^T |
| ln(g) | 0.17 ^T | 2.09 ^T |
| VC 1% | 0.22 | n.d |
| 5% | 0.15 | 12.71 |
| 10% | 0.12 | 6.31 |

(^T): No es posible rechazar la hipótesis nula de estacionario en tendencia con un nivel de significancia del 1%. Todas las series están en logaritmo (natural) y en pesos de 1986. El test Bierens-Guo corresponde al test 5 desarrollado en Bierens y Guo (1993).

CUADRO 3
TEST DE COINTEGRACION DE JOHANSEN

| Hipótesis nula: Nº de ecuaciones de cointegración | Estadístico de la traza | Valor crítico 1%-5% | Estadístico del máximo valor propio | Valor crítico 1%-5% |
|--|----------------------------|------------------------|--|------------------------|
| Ec. 5 Ninguna A lo más 1 A lo más 2 | 47.9 | 35.65 – 29.68 | 26.57 | 25.52 – 20.97 |
| | 21.34 | 20.04 – 15.45 | 21.20 | 18.63 – 14.07 |
| | 0.14 ** | 6.65 – 3.76 | 0.14** | 6.65 – 3.76 |
| Ec. 6 Ninguna A lo más 1 A lo más 2 | 75.44 | 48.45 – 42.44 | 48.38 | 30.34 – 25.54 |
| | 27.06 ** | 30.45 – 25.32 | 24.51 | 23.65 – 18.96 |
| | 2.55 ** | 16.26 – 12.25 | 2.55** | 16.26 – 12.25 |

** : No es posible rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia del 1%. El número de rezagos utilizados es cero en las dos ecuaciones (criterio Schwarz).

De lo anterior se puede apreciar que las especificaciones consideradas favorecen la existencia de una relación de largo plazo entre inversión en obras públicas y producto. Sin embargo, como se observa en el Cuadro 4 siguiente, la estimación de la ecuación (6) entrega estimadores no compatibles con el modelo teórico, es decir, $\beta_4 < 0$ y $\beta_2 + \beta_3 > 1$.

Por otro lado, si bien la ecuación (5) entrega estimadores con signos esperados, al evaluar la hipótesis de crecimiento endógeno dentro del modelo, ésta es rechazada favoreciendo la hipótesis $a_2 + a_3 < 1$, conclusión opuesta a la proporcionada por un modelo de crecimiento exógeno¹¹. Más aún, los resultados obtenidos son a su vez menos favorables al estimar el MCE, ya que el parámetro asociado a la velocidad de convergencia resultó ser no estadísticamente significativo.

De todo lo anterior, los resultados obtenidos sugieren dos posibles problemas. En primer lugar, y como ya fue mencionado, es posible que el escaso número de observaciones (26 años) no permita entregar un estimador significativo de la velocidad de convergencia. En segundo lugar, la metodología de Johansen requiere que el modelo esté bien especificado y que la relación entre las variables relevantes sea lineal. Sin embargo, en nuestro caso, y tal como se verá más adelante, es dable pensar en la existencia de quiebres estructurales en la relación de largo plazo entre las variables, lo que estaría atentando contra la linealidad requerida.

Tal como se señala en Clements y Hendry (2001), la existencia de un cambio de régimen en la ecuación de largo plazo podría “anular espuriamente” relaciones que sí podrían ser significativas. En consecuencia, si lo indicado en el párrafo anterior es cierto, estimar una ecuación “cointegradora con quiebres”

CUADRO 4
ECUACIONES COINTEGRADORAS

| Variable | Coeficientes | |
|----------------------------------|----------------|-----------------|
| | Ecuación 5 | Ecuación 6 |
| Constante | 1.82 | -0.71 |
| Ln(k_t) | 0.60 (0.09) | 0.74 (0.27) |
| Ln(g_t) | 0.16 (0.03) | 1.12 (0.10) |
| Tendencia | | -0.05 (0.01) |
| Test LR ($H_0: a_2 + a_3 = 1$) | 5.36 | 5.05 |
| P-value | (00.2) | (0.02) |

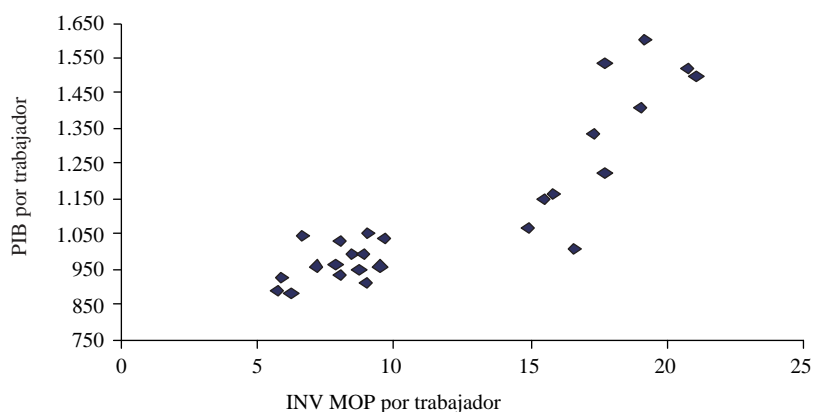
Nota: Los valores entre paréntesis corresponden a la desviación estándar de los estimadores.

¹¹ Un modelo de crecimiento exógeno tradicional predice que en el largo plazo si existen rendimientos decrecientes a escala y la tasa de crecimiento de la población es positiva, la tasa de crecimiento del capital es negativa.

(*co-breaking*) generaría estimadores con magnitudes razonables y evidencia clara de cointegración.

Lo anterior se refuerza más aun si consideramos el siguiente Gráfico 3, donde se muestra el PIB por trabajador y la Inversión MOP por trabajador, según los datos disponibles (ver Anexo).

GRAFICO 3
PIB INVERSION MOP POR TRABAJADOR (MILLONES DE PESOS 86)



Los puntos concentrados abajo y a la izquierda corresponden a datos de 1975 a 1989, mientras que el conjunto de puntos de la nube superior son valores de 1990 al 2000. Así, sólo de la inspección ocular del gráfico anterior, uno podría argumentar que la relación entre PIB e inversión anterior a 1990 es completamente distinta de aquella que se tendría para el período 1990-2000¹².

Dados los eventuales regímenes distintos que se observan a simple vista en el Gráfico 3, uno podría razonablemente presumir que la estimación de una ecuación cointegradora debería considerar algún tipo de no linealidad en su formulación. Esto se puede hacer, por ejemplo, incorporando alguna variable muda en el año 1990 con el fin de hacer patente precisamente este cambio en la relación de largo plazo entre las variables. Sin embargo, los métodos económicos actuales no nos permiten proceder en consecuencia, ya que una condición para la aplicación de los test de Johansen es precisamente la existencia de una relación lineal entre las variables. De hecho, un test ideal sería aquel que permita evaluar la hipótesis nula de no cointegración o linealidad contra una hipótesis alternativa y general de no linealidad.

¹² En tal sentido, de los datos disponibles de las Memorias de Obras Públicas, en el período 1990-2000 la inversión en obras públicas tuvo un incremento muy significativo respecto de períodos anteriores: sólo en los años 1990-1995 el gobierno chileno invirtió en obras públicas una cantidad de dinero similar a la suma de la inversión de los treinta años anteriores.

El principal problema en la evaluación de la hipótesis antes mencionada está en las múltiples formas que la no linealidad puede presentarse, lo que determina la construcción del estadístico, y su distribución, adecuados para el análisis. En términos simples, “por cada hipótesis alternativa de no linealidad que se desee evaluar, una nueva distribución se debe estimar”.

En la literatura se pueden encontrar distintas formas de incorporar no linealidades. En particular, Balke y Fomby (1997) y Hansen y Seo (2002) desarrollan estadísticos que permiten evaluar la existencia de cointegración condicional al valor de una variable umbral. En estos casos, el parámetro que mide la velocidad de convergencia de un modelo, o vector de corrección de errores, es distinto para cada régimen definido por esta variable umbral. Por lo tanto, en estos modelos los parámetros que definen la relación de largo plazo no cambian entre uno y otro régimen.

En nuestro caso, y dados los resultados obtenidos, es posible pensar que la no linealidad debe incorporarse en la relación de largo plazo. En primer lugar, la inestabilidad de la ecuación cointegradora puede ser corroborada a través del test descrito en Hansen (1992). En tal caso, el estadístico es uno del tipo Multiplicador de Lagrange (LM), conformándose así en un test recursivo que se obtiene a partir de los residuos obtenidos de una relación de largo plazo estimada por Fully Modified (FM) para evitar el sesgo de simultaneidad que podría existir con regresores no exógenos. Este es un test apropiado si nuestro objetivo es descubrir si existió un cambio de régimen en la relación bajo estudio¹³.

Dada la importancia del ítem *vialidad* dentro la inversión en obras públicas, realizaremos un nuevo ejercicio que considera el uso de esta variable como una alternativa a la definición de inversión total en obras públicas¹⁴.

Siguiendo a Chumacero y Fuentes (2001), la evidencia empírica para Chile sugiere que el PIB es una serie estacionaria en tendencia y, en consecuencia, consistente con la idea de un modelo de crecimiento exógeno. Por esta razón, para efectos del test a desarrollar, la especificación que utilizaremos considera la incorporación de una tendencia determinística en la especificación.

En el Cuadro 5 se presentan los resultados del test antes descrito, validando inambiguamente la hipótesis de inestabilidad en la ecuación cointegradora. El Gráfico 4 de la secuencia del test estadístico adicionalmente nos da cuenta de esta inestabilidad.

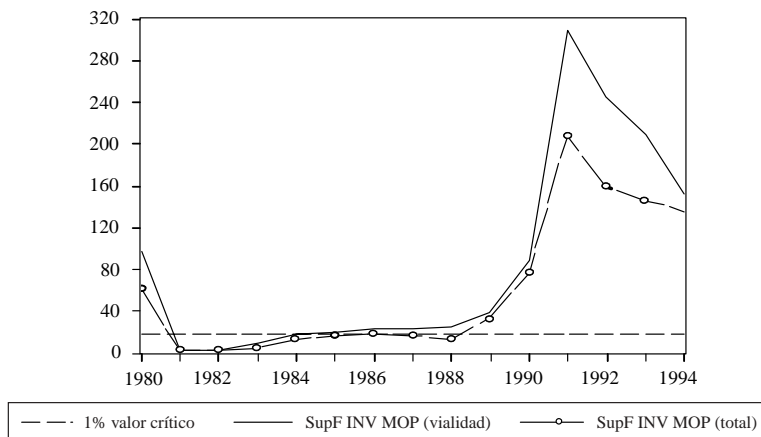
CUADRO 5
TEST DE ESTABILIDAD DE LA ECUACION COINTEGRADORA

| | Estadístico: SupF | P-value |
|-------------------------|-------------------|---------|
| INV MOP (total) | 309 | 0.01 |
| INV MOP (solo vialidad) | 208 | 0.01 |

¹³ Siguiendo la nomenclatura de Hansen (1992), el test al que nos referimos es al test SupF.

¹⁴ Para esta nueva serie, los test de raíz unitaria (no reportados aquí) presentan el mismo problema de evidencia mixta antes señalado.

GRAFICO 4
SECUENCIA DEL ESTADISTICO SUPF



Dado que el test de estabilidad antes realizado no entrega indicios del tipo de no linealidad presente en la ecuación cointegradora, el paso siguiente en la validación de nuestra hipótesis consiste en aplicar la metodología señalada por Gregory y Hansen (1996a y 1996b). Para ello se aplicará un nuevo test de cointegración diseñado para evaluar la hipótesis nula de no cointegración contra la alternativa de cointegración con un posible cambio de régimen. En particular, la hipótesis alternativa es limitada a cuatro especificaciones de inestabilidad en los parámetros de la ecuación cointegradora, que para nuestro caso tomarán las siguientes formas:

$$M1: \ln y_t = a_1 + a_2 \varphi_{t\tau} + \beta_1 \ln k_t + \beta_2 \ln g_t + u_t$$

$$M2: \ln y_t = a_1 + a_2 \varphi_{t\tau} + \beta_1 \ln k_t + \beta_2 \ln g_t + \delta t + u_t$$

$$M3: \ln y_t = a_1 + a_2 \varphi_{t\tau} + \beta_1 \ln k_t + \beta_2 \ln g_t + \beta_1^* \ln k_t \varphi_{t\tau} + \beta_2^* \ln g_t \varphi_{t\tau} + u_t$$

$$M4: \ln y_t = a_1 + a_2 \varphi_{t\tau} + \beta_1 \ln k_t + \beta_2 \ln g_t + \beta_1^* \ln k_t \varphi_{t\tau} + \beta_2^* \ln g_t \varphi_{t\tau} + \delta_1 t + \delta_2 t \varphi_{t\tau} + u_t$$

donde $\tau \in (0,1)$ es un parámetro desconocido que indica el período (en relación al tamaño de la muestra, n) en que se produce el quiebre estructural. Esto permite definir la siguiente variable dicotómica:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{si } t > [n\tau] \end{cases}$$

Siguiendo a Gregory y Hansen (1996a y 1996b), estos modelos serán estimados por mínimos cuadrados ordinarios para todos los posibles quiebres. Luego, a partir de los residuos se construirán recursivamente dos estadísticos del tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF*) y Phillips (Z_t^*)¹⁵. El menor de cada uno de estos test constituirá la mejor evidencia en contra de la hipótesis nula y debe ser comparado con los valores críticos reportados por los autores de los artículos antes señalados. El Cuadro 6 presenta los resultados de esta metodología.

A pesar de la baja potencia de estos test en muestras pequeñas¹⁶, las especificaciones M1 y M4 (con inversión vialidad) permiten rechazar la hipótesis de no cointegración, entregando evidencia a favor de estas especificaciones no lineales. Por lo tanto, es posible pensar en la existencia de un cambio de régimen, ya sea en el intercepto como en cualquiera de los otros parámetros. Adicionalmente, el test permite estimar el año en que este posible quiebre ocurrió. Los modelos M1 y M4 sugieren que el cambio de régimen fue posterior a la crisis económica de 1982.

De todo lo anterior, la metodología que hemos utilizado no permite identificar la existencia de varios quiebres y menos definir cuál es la especificación que debiésemos utilizar. Sin embargo, es claro que una relación lineal no es la especificación correcta para determinar la relación de largo plazo que existe entre producto e inversión en obras públicas.

IV. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo fue determinar si la inversión en obras públicas ha tenido efectos en el crecimiento de la economía nacional. Basándonos en la versión estocástica del modelo de crecimiento económico desarrollado por Glomm y

CUADRO 6
EVALUACION DE POSIBLES QUIEBRES ESTRUCTURALES EN LA ECUACION
COINTEGRADORA

| Especificación | INV MOP (total) | | | | INV MOP (vialidad) | | | | Valor crítico | |
|----------------|-----------------|--------|---------|--------|---------------------|--------|---------------------|--------|---------------|-------|
| | ADF* | τ | Z_t^* | τ | ADF* | τ | Z_t^* | τ | 10% | 5% |
| M1 | -4.56 | 1983 | -4.40 | 1983 | -5.17 ^{NL} | 1982 | -5.28 ^{NL} | 1982 | -4.69 | -4.92 |
| M2 | -4.33 | 1983 | -4.40 | 1984 | -5.05 ^{NL} | 1983 | -4.59 | 1983 | -5.03 | -5.29 |
| M3 | -5.03 | 1983 | -5.13 | 1983 | -5.08 | 1985 | -5.18 | 1985 | -5.23 | 5.50 |
| M4 | -5.49 | 1983 | -5.61 | 1983 | -6.07 ^{NL} | 1983 | -6.20 ^{NL} | 1983 | -5.72 | -5.96 |

(^{NL}): Es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración con un nivel de significancia del 10%. El número de rezagos utilizados el test ADF* fue elegido mediante el criterio de Schwarz (1 rezago para M1-M2 y 0 rezagos para M3-M4).

¹⁵ Nos referimos al test desarrollado por Phillips (1987).

¹⁶ Gregory y Hansen (1996a) muestran que para un tamaño de muestra 50, con quiebres en el intercepto o en una pendiente, la potencia de estos test, en general, no supera el 50%.

Ravikumar (1994), evaluamos si los datos de la economía chilena son consistentes con un modelo de crecimiento endógeno o consistentes con un modelo de crecimiento exógeno de la economía. Para esto, se procedió a través de la estimación de una ecuación de largo plazo, concepto conocido como cointegración.

Los resultados sugieren que existe una relación de largo plazo entre producto, capital e inversión por trabajador. Sin embargo, los valores de los estimadores no permiten concluir si la representación encontrada es consistente con un modelo de crecimiento endógeno o exógeno. Adicionalmente, tampoco fue posible encontrar un mecanismo de corrección de errores, ya que la velocidad de convergencia a la relación de largo plazo encontrada resulta no significativamente distinta de cero.

Finalmente, dado que la evidencia encontrada en este trabajo no es concluyente, fue necesario explorar nuevas especificaciones en la relación de largo plazo. Por ejemplo, a partir de la información disponible, parece razonable presumir que en Chile existió un cambio estructural en la ecuación de largo plazo que relaciona inversión MOP con producto: los antecedentes disponibles para el período 1975-1989 tienen un patrón de comportamiento muy distinto a aquellos del período 1990-2000, cuestión evidenciada por los resultados mostrados en el Cuadro 6. De esta manera, el uso de técnicas econométricas novedosas que permitan analizar la existencia de relaciones de largo plazo permitiendo cambios estructurales en las relaciones entre las variables, sería de gran utilidad en este caso (por ejemplo, *co-breaking*).

En términos de información, nuestro análisis presenta una serie de problemas, básicamente por el tamaño de muestra con que hemos trabajado y por el hecho de que la serie de stock de capital utilizada es sólo una aproximación de la real. En este sentido, evaluar la hipótesis de cointegración utilizando datos de un panel con información de las regiones de Chile podría contribuir a la obtención de nueva evidencia empírica.

Construir una serie de datos de inversión en obras públicas para el período 1960-1974 resultó ser una tarea imposible, esto básicamente por la calidad de la información disponible, con la cual cualquier deflación razonable nos llevó siempre a valores absurdos de inversión para el período indicado.

Como último comentario, es necesario mencionar que en este trabajo no se han tomado en consideración los costos en producto asociados a las distorsiones creadas para financiar este gasto en infraestructura. Hacer la corrección correspondiente puede resultar muy complejo con la información disponible. De todas formas, este es un problema que presentan casi todos los modelos de crecimiento que tratan sobre las materias de este trabajo y sobre lo cual no hay un pronunciamiento explícito.

REFERENCIAS

- Aschauer, D. (1989). "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.
- Balke, N. y T. Fomby (1997). "Threshold Cointegration". *International Economic Review*, 38, 3, 627-645.
- Barro, R. y X. Sala i Martin (1990). "Public Finance in Models of Economic Growth". Working Paper N° 3362, NBER.

- Batina, R. (1999). "On the Long Run Effect of Public Capital on Aggregate Output: Estimation and Sensitivity Analysis". *Empirical Economics*, 24, 711-717.
- Batina, R. (2001). "The effects of Public Capital on the Economy". *Public Finance & Management*, 1, 2, 113-134.
- Bierens, H. (1997). "Testing the Unit Root Hypothesis against Nonlinear Trend Stationarity with an Application to the Price Level and Interest Rate in the U.S.". *Journal of Econometrics* 81, 29-64.
- Bierens, H. y S. Guo (1993). "Testing Stationarity and Trend Stationarity against the Unit Root Hypothesis. *Econometric Reviews* 12,1-32.
- Chumacero, R. y R. Fuentes (2002). "On the Determinants of the Chilean Economy Growth". Documentos de Trabajo N°134, Banco Central de Chile.
- Clements, M. y D. Hendry (2001). *Forecasting Non-stationary Economic Time Series*, MIT Press.
- Conrad, K. y H. Seitz (1994). "The Economic Benefits of Public Infrastructure". *Applied Economics*, 26, 303-311.
- Eberts, R. (1990). "Estimating the Contribution of Urban Public Infrastructure and Regional Economic Development". *Economic Review*, Quarter 1, 26, 15-27.
- Elliot, G., T. Rothenberg y J. Stock (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica*, 64, 4, 813-836.
- Glomm, G. y B. Ravikumar (1994). "Public Investment in Infrastructure in a Simple Growth Model". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 1173-1187.
- Gregory, A. y B. Hansen (1996a). "Residual Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Gregory, A. y B. Hansen (1996b). "Test for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 3, 555-565.
- Hansen, B. (1992). "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 45-59.
- Hansen, B. y B. Seo (2002). "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models". *Journal of Econometrics*, 110, 293-318.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root". *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- Lynde, C. y J. Richmond (1992). "The Role of Public Capital in Production". *Review of Economics and Statistics*, 74, 37-45.
- Lynde, C. y J. Richmond (1993). "Public Capital and Total Factor Productivity". *International Economic Review*, 34, 2, 401-414.

- Morrison, C. y E. Schwartz (1996). "State Infrastructure and Productive Performance". *American Economic Review*, 85, 5, 1095-1111.
- Munell, A. (1990). "Why Has Productivity Decline? Productivity and Public Investment". *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, enero- febrero, 3-22.
- Pereira, A. (2001). "Public Investment and Private Sector Performance-International Evidence". *Public Finance & Management*, 1, 2, 261-277.
- Phillips, P. (1987). "Time Series Regression with a Unit Root". *Econometrica*, 55, 277-301.
- Phillips, P. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75, 335-46.
- Shah, A. (1992). "Dynamics of Public Infrastructure, Industrial Productivity and Profitability". *The Review of Economics and Statistics*, 74, 28-36.
- Sturm, J. y J. de Haan (1995). "Is Public Expenditure Really Productive?" *Economic Modelling*, 12 (1), 60-72.
- Sturm, J. (2001). "The Impact of Public Infrastructure Capital on the Private Sector of the Netherlands: An Application of the Symmetric Generalized Mcfadden Cost Function". *Public Finance & Management*, 1, 2, 230-260.
- Tatom, J. (1991). "Should Government Spending on Capital Goods be Rises?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, marzo- abril, 3-15.
- Yoke, T. (2001). "Public Infrastructure Spillovers and Growth: theory and Time Series Evidence for Australia". Working Paper, Departamento de Economía, Universidad de Melbourne.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-70.

ANEXO

VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACION (EN LOGARITMOS)
EN MILLONES DE PESOS DE 1986

| | PIB por trabajador | Inversión en Obras Públicas por trabajador | Stock de capital trabajador |
|------|-----------------------|--|--------------------------------|
| 1975 | 6.7904 | 1.7280 | 8.0056 |
| 1976 | 6.7826 | 1.8261 | 7.9667 |
| 1977 | 6.8375 | 1.7638 | 7.9375 |
| 1978 | 6.8677 | 1.9620 | 7.9064 |
| 1979 | 6.9050 | 2.1347 | 7.8902 |
| 1980 | 6.9523 | 1.8906 | 7.8990 |
| 1981 | 6.9619 | 2.2003 | 7.8955 |
| 1982 | 6.9389 | 2.0792 | 8.0309 |
| 1983 | 6.8712 | 2.0618 | 7.9956 |
| 1984 | 6.9435 | 2.2600 | 8.0226 |
| 1985 | 6.8673 | 2.2494 | 7.9800 |
| 1986 | 6.8148 | 2.1866 | 7.8931 |
| 1987 | 6.8410 | 2.0747 | 7.8869 |
| 1988 | 6.8550 | 2.1639 | 7.8686 |
| 1989 | 6.9011 | 2.1820 | 7.8719 |
| 1990 | 6.9153 | 2.8074 | 7.9040 |
| 1991 | 6.9770 | 2.6996 | 7.9383 |
| 1992 | 7.0480 | 2.7390 | 7.9585 |
| 1993 | 7.0603 | 2.7630 | 7.9784 |
| 1994 | 7.1072 | 2.8744 | 8.0432 |
| 1995 | 7.1964 | 2.8500 | 8.1208 |
| 1996 | 7.2510 | 2.9443 | 8.1927 |
| 1997 | 7.3092 | 3.0480 | 8.2707 |
| 1998 | 7.3254 | 3.0312 | 8.3335 |
| 1999 | 7.3349 | 2.8725 | 8.4108 |
| 2000 | 7.3771 | 2.9505 | 8.4556 |