

EL IMPACTO DE LA INVERSIÓN PÚBLICA SOBRE LA INVERSIÓN PRIVADA EN MÉXICO, 1980-2007*

Felipe de Jesús Fonseca Hernández

Universidad de Guadalajara

Resumen: Si bien actualmente existe un creciente consenso del efecto positivo que genera la inversión pública en los procesos de crecimiento de las economías, el impacto de esta sobre la inversión privada es aún objeto de múltiples señalamientos. Por ello, el objetivo del presente estudio es cuantificar la relación entre ambas variables para la economía mexicana de 1980:1 a 2007:1, los resultados de las distintas especificaciones indican un desplazamiento parcial de la inversión pública hacia la privada en el corto plazo, mientras que para el largo plazo se aprecia un débil y marginal efecto de complementariedad entre ambos tipos de inversión.

Abstract: Even though there is a growing consensus in the existing literature on the positive effect that public investment generates for economic growth, its impact on private investment is by no means a settled issue. This study seeks to determine empirically the relation between these two variables for the Mexican economy during the 1980-2007 period. The results of dynamic estimations yield a partial crowding out of public investment in the short run, while, in the long run, it exerts a weak and marginal complementarity effect on private investment.

Clasificación JEL/JEL Classification: C32, E22

Palabras clave/keywords: inversión pública, inversión privada, efecto complementario, efecto desplazamiento, public investment, private investment, crowding in effect, crowding out effect.

Fecha de recepción: 22 XI 2007

Fecha de aceptación: 08 V 2009

* Agradezco los valiosos comentarios y sugerencias del Dr. Rubén Chavarín, así como de tres dictaminadores anónimos, quienes contribuyeron notablemente a mejorar la versión final de nuestro trabajo. fonseca_maestria@yahoo.com.mx.

Estudios Económicos, vol. 24, núm. 2, julio-diciembre 2009, páginas 187-224

1. Introducción

En la actualidad existe un creciente consenso respecto al efecto positivo que genera la inversión pública en los procesos de crecimiento de las economías, el cual, prácticamente, podríamos decir que es unánime. Si bien en el trabajo seminal de Barro (1990) sobre los determinantes del crecimiento económico, este obtiene un impacto no significativo de la inversión pública en las tasas de crecimiento económico, en el presente una serie de estudios han dado cuenta de resultados en el sentido opuesto, tanto para el caso de países en lo particular como por grupos de países.¹ En dichos estudios, se argumenta que la razón para esperar un efecto positivo de la inversión pública en el crecimiento económico es la expansión de la capacidad productiva en un área o sector determinado, lo que a final de cuentas se traduce en un incremento de la capacidad productiva de la economía (Munnell, 1992).²

No obstante lo anterior, el impacto que ejerce la inversión pública sobre la inversión privada aún es objeto de múltiples señalamientos, ya que todavía no existe consenso acerca de si el efecto de la inversión pública sobre la privada es de complementariedad, desplazamiento o, como algunos modelos lo sugieren, son independientes la una de la otra (Ramírez y Nader, 1997). Por ejemplo, en consonancia con lo ya señalado, el renovado interés en los modelos de crecimiento endógeno señala los efectos positivos de la inversión pública en servicios de infraestructura en el crecimiento económico de largo plazo, debido a que, una vez que estos proyectos han sido terminados, generan sobre la economía lo que se conoce como efectos derrame (*spillover effects*). Sin embargo, en estos modelos se asume que en el proceso productivo tanto la inversión pública como la privada son complementarias (Barro, 1990), lo cual no siempre se cumple, ya que existen ciertos aspectos relacionados con la financiación y con las áreas en las que se

¹ Véase, por ejemplo, Demetriades y Mamuneas (2000) para el caso de países miembros de la OCDE; Lloyd (1999) para la Unión Europea; Aschauer (1990) y Munnell (1992) para Estados Unidos; Wylie (1996) en el caso canadiense; Calderón y Servén (2004) para una amplia muestra de países, en los que se enfatizan los de Latinoamérica; para el caso de México destaca el trabajo de Noriega y Fontela (2007).

² Así, por ejemplo, una carretera bien construida permite un tránsito de mercancías con menores costos de traslado en términos de tiempo y, por consiguiente, en términos económicos. Lo mismo podríamos decir de otra serie de servicios de infraestructura, tales como los sistemas portuarios y de riego, vías aeroportuarias y férreas, etc.

ejecuta la inversión pública, que pueden ejercer un efecto desplazamiento sobre la inversión privada, de manera que incrementos en los montos de inversión pública no necesariamente se traducen en aumentos de la formación de capital y, por consiguiente, en un aumento de la tasa de crecimiento de la economía.

La problemática anterior, respecto a si la inversión pública complementa o desplaza a su contraparte privada, se conoce en la literatura como la hipótesis de complementariedad o, simplemente, como el efecto desplazamiento o *crowding out*.³ Esta ha sido estudiada de manera amplia tanto para países desarrollados como en desarrollo, procediendo mediante la estimación de funciones de inversión, en la cual la variable dependiente es alguna medida de inversión privada, mientras que como variables independientes –aparte de alguna(s) medida(s) de inversión pública– se incluyen diversas variables de control (financieras, externas, etc.), sin que actualmente (como ya se señaló) haya un consenso sobre la relación que guardan ambas variables, aunque en términos generales, es más común encontrar un efecto complementario entre ambos tipos de inversión para el caso de países desarrollados,⁴ mientras que para el caso de países en vías de desarrollo es más común encontrar resultados mixtos.⁵

En este sentido, la situación es similar para el caso de la economía mexicana, ya que de acuerdo con los estudios consultados, tampoco hay consenso sobre el tema: Shah (1988) obtiene un efecto complementario entre ambos tipos de inversión, aunque no estadísticamente significativo, situación contraria a Musalem (1989) que encuentra un fuerte efecto de complementariedad tanto en el corto como en el largo plazo; Ramírez (1994) también obtiene un efecto complementario en

³ A lo largo del presente trabajo se utilizarán indistintamente los términos complementario y desplazamiento para referirse a los términos en inglés *crowding in* y *crowding out*, respectivamente.

⁴ Por ejemplo, Alfonso y Aubyn (2006) y Hjerpe, Kiander y Virén (2006) para la OCDE; Wang (2005) para el caso canadiense; Eremburg (1993) y Morrison y Schwartz (1996) para Estados Unidos y Martínez (2004) para las regiones españolas.

⁵ Por ejemplo, Servén y Solimano (1991) encuentran efecto complementario en una muestra de 29 países en desarrollo, resultado similar al de Karadag, Deliktas y Önder (2001) para el caso turco, Ribeiro y Teixeira (2001) para Brasil y Agénor, Nabli y Yousef (2005) para Egipto, Jordania y Túnez. Por otro lado, entre los trabajos que obtienen resultados en sentido opuesto a los anteriores podemos mencionar el de Atukeren (2004) en una muestra de 24 países, Everhart y Sumlinsky (2001) con una muestra de 63 países, y en casos particulares podemos considerar el de Acosta y Loza (2005) para Argentina y Mitra (2006) para la India.

el largo plazo, mientras que las estimaciones de Moreno-Brid (1999) resultan en un efecto *crowding-in* con un análisis de panel a nivel de industrias. Por otro lado, Aschauer y Lächler (1998) obtienen un efecto *crowding out* entre ambos tipos de inversión similar al de Ramírez y Nader (1997); Herrera (2003) encuentra efecto desplazamiento en el largo plazo, hallazgo que contrasta con el de Castillo y Herrera (2005), quienes obtienen *crowding in* en el largo plazo, pero *crowding out* en el corto plazo.

Entonces, como podemos observar, –de acuerdo con los trabajos consultados– tampoco hay un consenso al respecto de esta problemática para el caso de México, de manera que el objetivo del presente trabajo es contribuir al estudio sobre el tema, mediante la estimación del impacto de la inversión pública sobre la inversión privada, para probar la hipótesis de complementariedad en la economía mexicana durante el período de 1980 a 2007, empleando para ello técnicas de series de tiempo que permiten un tratamiento más adecuado del proceso de generación de información en las variables empleadas en las estimaciones, con respecto a estudios previos que han abordado el tema para México.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: la sección dos presenta las definiciones y se exponen brevemente los enfoques teóricos del efecto desplazamiento y los canales mediante los cuáles estos predicen que se presenta; la sección tres contiene los aspectos metodológicos y los resultados de las estimaciones de las especificaciones empleadas, así como la discusión de los resultados allí obtenidos; la última sección contiene las conclusiones e implicaciones de política económica de los hallazgos del presente trabajo.

2. Definiciones

El efecto desplazamiento se refiere a una situación en la cual el gasto del sector público⁶ desplaza a su contraparte del sector privado. Sin embargo, como punto de partida se necesita una definición más precisa del término. Carlson y Spencer (1975) lo definen así:

...el efecto *crowding out* generalmente hace referencia a los efectos de las políticas fiscales expansivas. Si un incremento en la demanda gubernamental, financiado ya sea por impuestos o por una emisión de bonos

⁶ De aquí en adelante cuando se haga alusión al término gasto público o privado, nos referiremos al rubro específico de inversión, y no a otros destinos del mismo, como el consumo, por ejemplo, salvo aclaración precisa.

al público, falla en estimular la actividad económica en su conjunto, entonces se dice que el sector privado ha sido *desplazado* (*crowded out*) por la acción gubernamental... (1975:3. Traducción propia).

Señalan, además, que en este caso la política fiscal es la que entra en acción para aumentar la demanda gubernamental, mientras que la política monetaria permanece inalterada; Branson (1986) hace notar que en este caso la política fiscal cambia la *composición*, pero no el nivel de *nivel* del ingreso nacional.

En términos formales podemos expresar el efecto mencionado mediante la siguiente relación: $[dI/dG]_{dM=0} \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0$, donde I representa la inversión privada, G el gasto público y M la oferta monetaria. De esta manera, de acuerdo con lo ya señalado tenemos tres posibles casos del efecto de la política fiscal expansiva considerada: en primer lugar, está el caso en el que un aumento del gasto público deriva en un efecto positivo sobre la inversión privada, generando un efecto complementario sobre la misma; formalmente $[dI/dG]_{dM=0} > 0$. En segundo lugar, puede ser que el efecto del gasto público sobre la inversión privada sea nulo, por lo que no hay efecto complementario ni desplazamiento entre ambos tipos de inversión, lo que corresponde al caso $[dI/dG]_{dM=0} = 0$. El caso restante es aquél en el cual el gasto público tiene un impacto negativo sobre la inversión privada, expresado como $[dI/dG]_{dM=0} < 0$; aunque este último caso tiene tres vertientes de acuerdo con la magnitud del efecto desplazamiento (Carlson y Spencer, 1975). Por un lado, está la posibilidad de que el aumento del gasto público desplace exactamente el mismo monto de gasto privado, esto sucede cuando un 1% de aumento de gasto público desplaza exactamente un 1% de gasto privado. De acuerdo con lo anterior, decimos que ha ocurrido un efecto *crowding out* total. En segundo lugar puede ser que el aumento del gasto público desplace un monto menor de gasto privado; esto se presenta cuando un aumento de 1% de gasto público desplaza menos de un 1% de gasto privado, dando lugar a que se presente un *crowding out* parcial. Finalmente, existe la posibilidad de que la política expansiva considerada desplace un monto mayor de gasto privado, lo anterior se da cuando un aumento de 1% de gasto público desplaza más de un 1% de gasto privado, y siendo este el caso decimos que se da un “sobre *crowding out*” (*over crowding out*).

Por otro lado, en cuanto a corrientes de pensamiento se refiere, de acuerdo con Kustepeli (2005) podemos encontrar tres puntos de vista relativas al efecto *crowding out*: la vertiente clásica, la keynesiana y una tercera vinculada al principio de equivalencia ricardiana.

La primera vertiente señala que el efecto de la inversión pública sobre la privada es de un desplazamiento total, y este se presenta en el mercado financiero mediante el mecanismo de la tasa de interés, pues el sector público al competir por fondos con los agentes privados presiona a la alza esta variable, lo que desincentiva la inversión privada. La corriente keynesiana, por su parte, señala que el efecto es de complementariedad entre ambos tipos de inversión, debido a que mediante el mecanismo del multiplicador se puede estimular positivamente la inversión privada, ya que el efecto sobre esta última variable no depende tan sólo de la tasa de interés, sino del equilibrio conjunto tanto del mercado de bienes como del mercado financiero. Por último, el principio de equivalencia ricardiana (Barro, 1974), señala que el efecto de la inversión pública sobre la privada es nulo, debido a que los tenedores de activos descuentan completamente los pagos de impuestos implicados en el déficit público, de manera que los bonos gubernamentales no se consideran una riqueza en términos netos, lo que implica que los individuos no cambian sus decisiones de consumo/ahorro dejando tanto la tasa de interés como la inversión privada sin cambios (Seater, 1993).

Una vez realizadas las observaciones anteriores se procede al análisis estadístico de las series empleadas para el presente estudio, iniciando con el orden de integración de las mismas, debido a que de ello depende en gran medida la elección de las técnicas econométricas adecuadas para probar nuestra hipótesis.

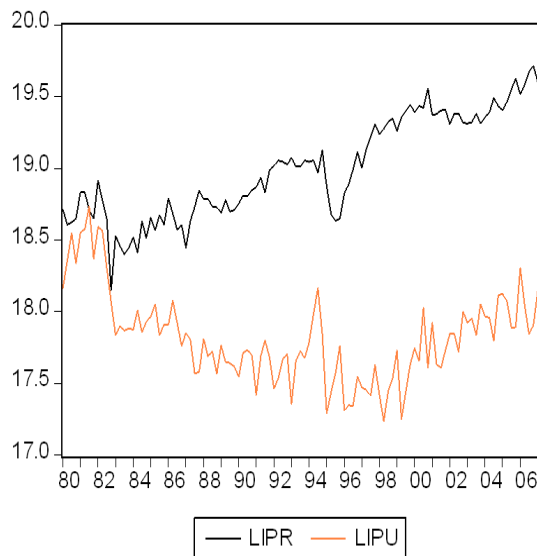
3. Análisis de series temporales

Las series fundamentales empleadas en el presente estudio son las de la formación bruta de capital fijo por tipo de bien y comprador como medidas de inversión privada y pública, del período que va del primer trimestre de 1980 al primero de 2007, con base 1993. Tal período coincide con la caída de la participación gubernamental⁷ en la formación de capital, debido a que en el nuevo modelo económico adoptado a mediados de la década de los ochenta del siglo pasado, el sector privado se posiciona como el motor del crecimiento, de manera que resulta interesante averiguar si durante tal período hubo algún

⁷ De acuerdo con los presentes datos, la participación de la inversión pública como porcentaje del PIB llegó a su máximo en 1981:3 (14.22%) para enseguida mostrar una tendencia declinante y estabilizarse en valores promedio del 3 al 4% a partir de mediados de la década de los noventa.

cambio en la relación de la inversión pública con la privada. La gráfica de estas variables aparece a continuación:

Gráfica 1
*Logaritmo natural de la inversión privada (*lipr*)
 y de la inversión pública (*lipu*)*



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

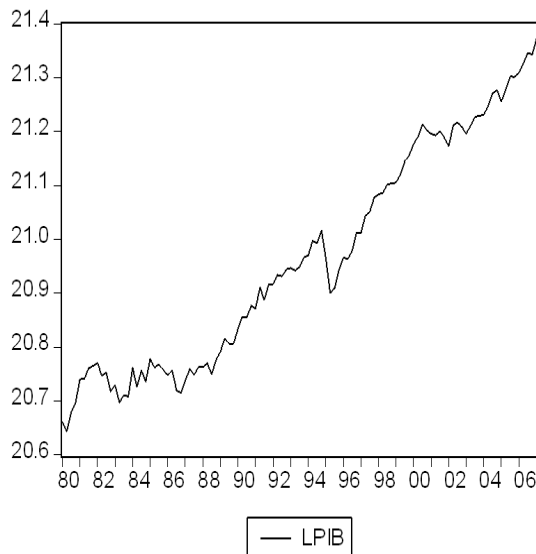
Debido a que las dos series de inversión mostraron un comportamiento estacional considerable se optó por remover este componente, además de que ambas se presentan en logaritmos. Las series restantes que se utilizan en nuestro estudio corresponden a cada uno de los enfoques teóricos mencionados en el apartado anterior: corriente keynesiana, clásica y el principio de equivalencia ricardiana, y son el PIB con base 1993 –que igual que para las variables de inversión se presenta desestacionalizado y en logaritmos (*lpib*)–; la tasa de interés real (R), que es aproximada por la tasa nominal anualizada de los Cetes a 91 días⁸ menos el cambio porcentual anualizado del índice

⁸ Esto es, se toma una tasa de interés real de mediano plazo, respecto a la que podría considerarse como una de corto (28 días) o largo plazo (360 días).

nacional de precios al consumidor (INPC) base 1994 y, por último, la variable de deuda interna, esta se mide por la deuda pública interna neta del sector público económico amplio, que incluye los pasivos netos del gobierno federal, del sector paraestatal y los intermediarios financieros oficiales (banca de desarrollo y fideicomisos de fomento). La serie está medida en saldos de miles de millones de pesos y se deflactó con el INPC base 1994, también se presenta en logaritmos (*ldpi*). Las gráficas correspondientes son la 2, 3 y 4.

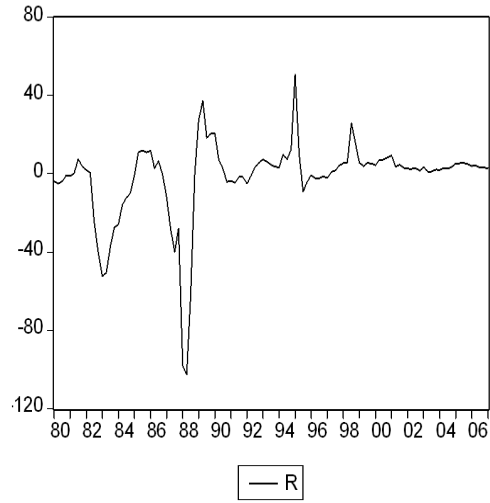
En el análisis gráfico de las series se aprecia una variabilidad importante, así también la presencia de cambios abruptos, susceptibles de ser considerados rompimientos estructurales, sobre todo para la tasa de interés real y en la deuda pública interna, por lo que al igual que en el resto de las variables, tienen que tomarse en consideración estos efectos a la hora de la implementación de las pruebas para determinar el orden de integración de las series, pues su presencia disminuye el poder de las pruebas convencionales de raíz unitaria (Maddala y Kim, 1998).

Gráfica 2
Logaritmo del PIB (lpib)

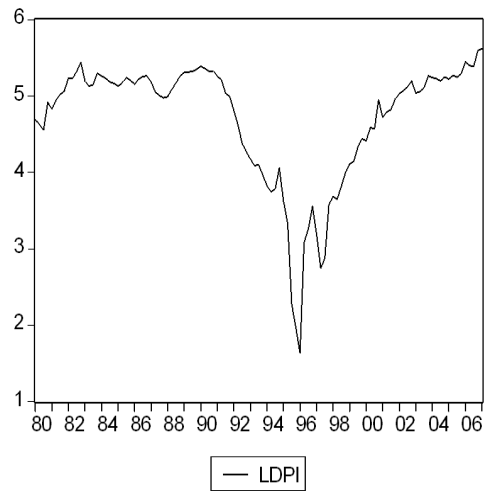


Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

Gráfica 3
Tasa de interés real (R)



Gráfica 4
Logaritmo de la deuda pública interna (ldpi)



Fuente: Elaboración propia con datos de Banxico.

3.1. Orden de integración de las series

Para nuestro análisis se utilizan pruebas de raíz unitaria con un rompimiento endógeno de acuerdo con la metodología desarrollada por Perron (1997). Las mismas están diseñadas para series que después de un rompimiento estructural presentan cambio en el intercepto, la pendiente, o ambos en la función de tendencia determinista de las mismas, permitiendo un solo cambio estructural (referido como T_b), el cual es determinado endógenamente mediante procedimientos secuenciales empleando variables ficticias. Dos de los modelos referidos son los siguientes:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{IO1})$$

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{IO2})$$

Donde y_t es la variable económica a la que se le aplica la prueba, μ es un término constante; $DU_t = 1(t > T_b)$; t es la tendencia determinística; $D(T_b)_t = 1(t = T_b + 1)$ y $DT_t = 1(t > T_b)t$. Ambas especificaciones tienen un número óptimo de rezagos k , el cual también es determinado de manera endógena mediante el método conocido como *t-sign*. En el primer modelo se permite un cambio en el intercepto, mientras que en el segundo se permite tanto en el intercepto como en la pendiente, al tiempo T_b , y corresponden a los modelos de quiebre (*crash*) y mixto en la terminología de Perron (1989), respectivamente.⁹ Las pruebas se instrumentan utilizando el estadístico t para probar la hipótesis nula de que $\alpha = 1$ en ambas regresiones.¹⁰

⁹ Existe una tercera versión en donde se permite un cambio en la pendiente de la función de tendencia, que se asume ocurre de manera rápida (*innovational outlier model*), sin embargo, se descarta este modelo siguiendo la recomendación de Perron (1989), en la cual en los modelos (IO1) y (IO2) los cambios en la función de tendencia se asume ocurren de manera gradual.

¹⁰ Perron refiere otras formas de seleccionar el punto de rompimiento, minimizando el estadístico asociado al parámetro t_θ del modelo (IO1) o t_γ en el modelo (IO2), sin embargo, se utiliza únicamente el criterio de minimizar t_α en ambos modelos, por convención.

Así, la hipótesis nula de raíz unitaria se rechaza si el estadístico t para α excede los valores críticos tabulados por Perron (1997).

Cuadro 1
*Resultados de la prueba de raíz unitaria
 con cambio estructural endógeno*

<i>Serie y modelo</i>	T_b	k (t - sign) ($k_{max} = 8$)	t_α
<i>lipr</i>			
IO1	1995:2	4	-4.81
IO2	1981:4	4	-4.54
<i>lipu</i>			
IO1	1981:3	3	-3.37
IO2	1993:4	3	-3.82
<i>lpib</i>			
IO1	1984:4	4	-4.20
IO2	1985:4	4	-4.47
<i>R</i>			
IO1	1988:1	1	-8.47*
IO2	1988:1	1	-8.43*
<i>ldpi</i>			
IO1	1990:4	3	-2.61
IO2	1995:3	3	-0.87
<i>Valores críticos</i>			
IO1:		IO2:	
1% -5.70		1% -6.21	
2.5% -5.36		2.5% -5.86	
5% -5.10		5% -5.55	
10% -4.82		10% -5.25	

Fuente: Cálculos propios con valores críticos tabulados por Perron (1997:362). *Significativo al 1%.

Cabe mencionar que, si bien se realiza la prueba de raíz unitaria bajo dos especificaciones distintas, con el propósito de realizar una caracterización correcta del proceso de generación de información de cada una de las variables empleadas se toma el modelo mixto

(ecuación IO2) como el más apropiado, siguiendo la recomendación de Sen (2003) en el sentido de que este modelo es la especificación más apropiada para tal propósito, por lo que el modelo de quiebre de la ecuación IO1 se incluye únicamente con propósitos ilustrativos y comparativos. En cuanto a los resultados obtenidos, como puede apreciarse en el cuadro 1,¹¹ el modelo mixto rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria –al 1% de significancia– únicamente para la tasa de interés real.¹²

3.2. Estimación

Al encontrar que sólo la tasa de interés real resulta $I(0)$, se procede a la estimación econométrica del impacto de la inversión pública sobre la privada para probar la hipótesis de nuestro estudio. La estrategia utilizada para ello es la siguiente: se utilizan cuatro distintas especificaciones, de las cuales la primera únicamente incluye la relación de la inversión pública con la privada, mientras que para las restantes se agregan sucesivamente las demás variables correspondientes a los enfoques teóricos de la sección dos; que se espera tengan un impacto en la inversión privada y que servirán para verificar la sensibilidad del efecto de la inversión pública sobre esta última, al ser controlada por el resto de las variables. Las cuatro especificaciones son:

$$lipr_t = \beta_0 + \beta_1 lipu_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$lipr_t = \beta_0 + \beta_1 lipu_t + \beta_2 lpib_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$lipr_t = \beta_0 + \beta_1 lipu_t + \beta_2 lpib_t + \beta_3 R_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$lipr_t = \beta_0 + \beta_1 lipu_t + \beta_2 lpib_t + \beta_3 R_t + \beta_4 ldpi_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

El nombre de cada variable corresponde al utilizado en el análisis gráfico de las series. Por otro lado, de acuerdo con los enfoques teóricos mencionados, los efectos esperados para los coeficientes

¹¹ En todas las estimaciones del presente trabajo se empleó *EViews 5.0*

¹² Resultado que coincide para esta variable con el trabajo de Galindo y Catalán (2003) para el caso de México.

son: $\beta_1 \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$ y $\beta_4 = 0$. En cuanto a las técnicas econométricas empleadas, las primeras dos ecuaciones pueden ser estimadas mediante técnicas de cointegración, debido a que las variables involucradas resultan ser no estacionarias integradas de orden uno. Las pruebas utilizadas para tal fin son las desarrolladas por Engle y Granger (1987) y Johansen (1988). Por otro lado, también es importante mencionar a este respecto, que el hecho de haber determinado el orden de integración de las variables con pruebas de raíz unitaria con cambio estructural endógeno, no únicamente tiene la ventaja de una mejor caracterización del proceso de generación (PGI) de las series, como ya se mencionó, sino que igual es importante este resultado para el caso de las técnicas de cointegración, pues está demostrado que el omitir la posible presencia de cambio estructural en los PGI de las variables puede derivar también en resultados espurios –conocido en este contexto como el fenómeno de cointegración espuria– tanto para la prueba Engle-Granger (Noriega y Ventosa, 2006) como para la de Johansen (Leybourne y Newbold, 2003).

En cuanto a las ecuaciones (3) y (4), las mismas están desequilibradas debido al diferente orden de integración de las series involucradas, por lo que la estrategia que se utiliza para estos modelos es la estimación de modelos dinámicos autorregresivos y de rezagos distribuidos (ADL). A continuación se describen las pruebas empleadas y los resultados obtenidos.

3.3. Estimaciones con técnicas de cointegración y corrección de error

Como ya se mencionó, la estimación de las relaciones de largo plazo se realiza con las técnicas de cointegración de Engle y Granger (1987) y de Johansen (1988). Estas pruebas son ampliamente conocidas y utilizadas en el ámbito aplicado, por lo que no abordaremos la descripción de su forma de empleo. Sin embargo, es importante mencionar que el hecho de cuantificar las relaciones de largo plazo con ambas pruebas se hace con el objetivo de dar una mayor robustez al análisis, ya que a pesar de las conocidas ventajas que ofrece el enfoque de Johansen sobre el de Engle-Granger, Gonzalo y Lee (1998) señalan que es preferible utilizar ambas para una mayor solidez de los resultados cuando se estiman relaciones de cointegración.¹³ Posteriormente,

¹³ De hecho, Gonzalo y Lee (1998) concluyen que, a pesar de las conocidas limitaciones que tiene la prueba de Engle-Granger (EG), esta resulta más robusta que la de Johansen en muchas situaciones de su análisis.

una vez estimadas las relaciones de largo plazo y por el teorema de representación de Granger, se analiza la dinámica de corto plazo de las variables por medio del modelo de corrección de error de acuerdo con la técnica de Hendry (1987). Dicho modelo se estima en forma logarítmico lineal con base en las siguientes ecuaciones:

$$\Delta lipr_t = \mu + \omega EC + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta lipu_t + \lambda D82 + \kappa D95 + \varepsilon_t \quad (1')$$

$$\Delta lipr_t = \mu + \omega EC + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta lipu_t + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta lpib_t + \lambda D82 + \kappa D95 + \varepsilon_t \quad (2')$$

Donde Δ es el operador de primeras diferencias, EC es el término de corrección de error; $D82$ y $D95$ son variables ficticias que se incluyen con el propósito de captar los efectos recesivos de las crisis de 1982 y 1994-1995, y son igual a 1 para 1982:4 y 1995:1-1995:2, respectivamente.¹⁴

Cuadro 2
Resultados de la prueba de cointegración Engle-Granger y del modelo de corrección de error

Método de estimación	Ecuación estimada	Valor crítico de los residuales	Coefficientes estimados	Estadísticos de diagnóstico
Engle-Granger	(1)	-1.176	—	—
Engle-Granger	(2)	-5.435*	$\beta_0 = -15.861$ (-11.76) $\beta_1 = .022$ (0.64) $\beta_3 = 1.643$ (31.59)	$R^2 = 0.906$ DW = .805 F = 512.236

¹⁴ De aquí en adelante –para los modelos en que apliquen– estas variables se incluyen únicamente con el objetivo de suavizar los residuos de la estimación.

Cuadro 2
(continuación)

Método de estimación	Ecuación estimada	Valor crítico de los residuales	Coefficientes estimados	Estadísticos de diagnóstico
Corrección de error	(2')	—	$\mu = -0.007$ (-1.09) $\omega = \mathbf{-0.390}$ (-5.05) $\Delta\alpha = \mathbf{-0.131}$ (-3.51) $\Delta\alpha(-2) = \mathbf{-0.042}$ (-1.24) $\Delta\phi = 2.047$ (5.35) $\Delta\phi(-2) = 1.33$ (4.33) $\lambda = -0.422$ (-6.15) $\kappa = -0.154$ (-2.86)	$R^2 = 0.683$ DW = 2.026 F = 30.22 C. de Akaike: = -2.537 JB: ($p=0.000$) LM(4): ($p=0.000$) ARCH(4): ($p=0.000$) White: ($p=0.905$) Reset Ramsey: ($p=0.581$) Pronóstico de Chow: (1995:3-2007:1 $p = 0.477$)
<i>Valores críticos de la prueba Engle-Granger</i>				
<i>Dos variables (ecuación 1):</i>		<i>Tres variables (ecuación 2):</i>		
1% -4.008		1% -4.441		
5% -3.398		5% -3.828		
10% -3.087		10% -3.514		

Fuente: Cálculos propios con los valores críticos tabulados por MacKinnon (1991). *Significativo al 1%, coeficiente t entre paréntesis, p indica el valor probabilístico de la prueba.

Los resultados, tanto de la prueba EG como de los modelos de corrección de error que aparecen en el cuadro 2, indican que para la ecuación (1) no se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, pues el valor crítico al 10% para el caso de dos variables es -3.087, razón

por la cual los coeficientes no se reportan;¹⁵ caso contrario sucede con la ecuación (2), ya que la hipótesis nula se rechaza al 1%, pues el valor crítico para tres variables a este nivel de significancia es de -4.441 y el coeficiente de largo plazo es de 0.022, e indica un efecto complementario muy pequeño y no estadísticamente significativo. El que si resulta en un impacto fuerte y significativo es el PIB con una elasticidad de largo plazo de 1.643. Por otro lado, los resultados de la técnica de Johansen¹⁶ (ver anexo, cuadros A.1 y A.2) coinciden con la de Engle-Granger, ya que para la ecuación (1) el estadístico del eigenvalor máximo no detecta ningún vector de cointegración, mientras que para la (2) se detecta uno, en el cual la ecuación de cointegración normalizada indica un efecto complementario de 0.010, no estadísticamente significativo, así también un impacto positivo por parte del PIB del orden de 1.599.¹⁷

Para el modelo de corrección de error, el coeficiente de ajuste resulta de acuerdo con lo esperado, e indica la velocidad con la cual se cierran las discrepancias entre el valor observado de la inversión privada y su tendencia de largo plazo. Respecto al coeficiente de la inversión pública, se aprecia un efecto desplazamiento parcial en el corto plazo, por lo que por cada punto porcentual en el crecimiento en esta variable genera una disminución de -0.13% en el período actual y de -0.042% un período adelante, aunque este último no estadísticamente significativo.

¹⁵ De los trabajos para la economía mexicana, el único que obtiene cointegración con una especificación como la de la ecuación (1) es Ramírez (1994), pero con un período muestral distinto (1950-1990) con datos anuales.

¹⁶ Para el caso del presente estudio se reporta la prueba con base en el estadístico del eigenvalor máximo, siguiendo la sugerencia de Johansen y Juselius (1990), en el sentido de que este estadístico es más robusto que el de la traza a la hora de realizar la prueba. Aunque cabe mencionar que, utilizando la prueba con el estadístico de la traza, se obtuvieron los mismos resultados.

¹⁷ Por otro lado, como se verá a lo largo de nuestro estudio –en el caso que apliquen– las elasticidades obtenidas con la prueba de Johansen resultan prácticamente iguales (ya sea en términos de la magnitud de los coeficientes o de la significancia estadística de los mismos) a las obtenidas con la prueba EG. Se señala esto porque es un resultado conocido que las elasticidades obtenidas por esta última prueba pueden presentar sesgos sustanciales en muestras finitas (Harris y Sollis, 2003), para lo cual existen una serie de métodos para corregir este problema (Maddala y Kim, 1998:175-184). Sin embargo, no se lleva a cabo esta corrección por lo anteriormente señalado: las elasticidades obtenidas con ambas pruebas arrojan resultados en el mismo sentido, ya sea en la magnitud o en la significancia estadística de los coeficientes respectivos.

3.4. *Estimaciones con modelos dinámicos ADL*

Las ecuaciones (3) y (4) están desequilibradas debido al diferente orden de integración de las series involucradas. En este caso, la metodología por la que se opta para tratar con este tipo de situaciones es la reparametrización de las ecuaciones desequilibradas mediante transformaciones lineales no singulares, por medio de la estimación de modelos ADL,¹⁸ metodología esta última que resulta muy versátil, pues aparte de tener la propiedad de captar relaciones de largo plazo –cuando las series son integradas de orden uno– también permite trabajar con ecuaciones desequilibradas, esto es, cuando hay variables con diferente orden de integración,¹⁹ ya que si mediante alguna reparametrización un subconjunto de parámetros puede ser expresado como coeficientes de variables $I(0)$, las pruebas convencionales sobre estos coeficientes son asintóticamente válidas, aunque también es preciso mencionar que, los resultados que se obtienen en este contexto, son de corto plazo. Lo anterior se ilustra partiendo del conocido modelo ADL (1,1):²⁰

$$y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Para fijar conceptos, consideremos ahora una (nueva) variable y , que está definida como una combinación de dos variables $I(1)$, como aquí se muestra:

$$y_t = ax_t + bz_t$$

$$x_t = x_{t-1} + u_t$$

$$z_t = z_{t-1} + v_t$$

En donde a y b son constantes arbitrarias mientras que u y v son términos de error ruido blanco. Si tomamos las primeras diferencias de la primera ecuación y sustituimos la segunda y la tercera en la primera resulta:

$$y_t = y_{t-1} + (au_t + bv_t)$$

¹⁸ Una aplicación de esta metodología para el caso de México puede verse en Chavarín (2001), en el contexto de la estimación de la Ley de Okun.

¹⁹ Se pueden obtener relaciones de cointegración aún con variables integradas de distinto orden, pero cuanto este es mayor que 1, así, por ejemplo, el concepto de multicointegración resulta de la combinación de variables $I(2)$ e $I(1)$ (Enders 2004).

²⁰ La exposición se tomó de Johnston y DiNardo (1997:261-263).

De manera que y resulta ser también una variable $I(1)$. Como las variables en (5) son $I(1)$ no se puede hacer inferencia con base en las distribuciones convencionales, sin embargo, sí consideramos la siguiente reparametrización de esta ecuación como sigue:

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1)[y_{t-1} - a - \gamma x_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

Donde:

$$a = m/(1 - \alpha_1)$$

y

$$\gamma = \beta_0 + \beta_1/(1 - \alpha_1)$$

En esta ecuación, Δy_t y Δx_t son $I(0)$, sin embargo x es $I(1)$, pero, en este contexto, el término en corchetes representa la desviación de y_{t-1} del equilibrio estático correspondiente a x_{t-1} ,²¹ el cual es una variable estacionaria ya que x_t y y_t están cointegradas. La ecuación (5.1) también puede reescribirse como:

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1)z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

En la ecuación, las tres variables consideradas son $I(0)$ por lo que se pueden realizar inferencias sobre β_0 y α_1 –ya sea de forma individual o de manera conjunta–, con base en distribuciones convencionales, además de que la ecuación en este caso está *balanceada*, ya que todas las variables tienen el mismo orden de integración. No obstante, si regresamos a (5) –que es de donde partimos– el parámetro restante en dicha ecuación es β_1 , mismo que también se puede mostrar como el resultado de una variable $I(0)$ al considerar una reparametrización alternativa de esta ecuación:

$$\Delta y = m - (1 - \alpha_1)y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1)x_t - \beta_1 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

Donde el estadístico t de β_1 tiene una distribución asintótica normal estándar con media cero y varianza unitaria –ya que Δx_t es $I(0)$ –, sin embargo, esta última ecuación está desbalanceada, ya que contiene dos variables $I(0)$ y dos más $I(1)$. Pero como las variables $I(1)$ están cointegradas, esto permite una combinación lineal entre las mismas que resulta ser $I(0)$, dando por lo tanto el mismo orden de integración en todas las variables en (5.3). Al regresar de nueva

²¹ Definido como $z_t = y_t - \frac{m}{1 - \alpha_1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} x_t$

cuenta a (5) se encontró que las reparametrizaciones de dicha ecuación –tanto en (5.1) como (5.3)– muestran que los tres coeficientes son el resultado de tres variables $I(0)$, y, entonces, poseen estadísticos t con una distribución asintótica $N(0,1)$. El punto clave aquí es que, para propósitos de la estimación, *ninguna de las reparametrizaciones necesita llevarse a cabo*, ya que se puede estimar directamente (5) por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), ya que se obtienen resultados idénticos al estimarla por esta vía, que empleando cualquiera de las reparametrizaciones consideradas, tanto en términos de los coeficientes como en los estadísticos respectivos.²²

Una vez establecido lo anterior, la estimación de (3) y (4) en la forma ADL corresponde a las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 lipr_t = \mu + \sum_{i=1}^l \beta_i lipr_{t-i} + \sum_{j=0}^s \alpha_j lipu_{t-j} + \sum_{g=0}^n \phi_g lpib_{t-g} \quad (3.1) \\
 + \sum_{a=0}^q \delta_a R_{t-a} + \lambda D82 + \kappa D95 + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 lipr_t = \mu + \sum_{i=1}^l \beta_i lipr_{t-i} + \sum_{j=0}^s \alpha_j lipu_{t-j} + \sum_{g=0}^n \phi_g lpib_{t-g} \quad (4.1) \\
 + \sum_{a=0}^q \delta_a R_{t-a} + \sum_{d=0}^r \gamma_d ldpi_{t-d} + \lambda D82 + \kappa D95 + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

En donde las variables incluidas en las ecuaciones (3.1) y (4.1) son las mismas que en las ecuaciones (3) y (4), en las que, igual que en los modelos de corrección de error, también se consideran las variables ficticias anteriormente descritas para captar los efectos recesivos de las crisis de 1982 y 1994-1995, en cuanto el rezago considerado en las variables, este se toma como igual a 5 siguiendo la sugerencia de Johnston y DiNardo para series trimestrales.

²² La demostración formal de esta equivalencia se encuentra en Johnston y DiNardo (1997:282-284). Por otro lado, el hecho de presentar las estimaciones en la forma reparametrizada complicaría la interpretación de los resultados, debido a la introducción de variables en primeras diferencias rezagadas.

Los resultados de las estimaciones para las ecuaciones anteriores se reportan en el cuadro 3, y son los que pasaron la prueba de variables redundantes, de manera que, siguiendo la metodología de lo general a lo particular, se reportan las estimaciones más parsimoniosas junto con los estadísticos de diagnóstico correspondientes.

Entre los resultados obtenidos destaca que, en ambos casos, los multiplicadores de corto plazo resultan en un efecto *crowding out* parcial hacia la inversión privada con un valor promedio en las dos especificaciones de -0.15, aunque cabe señalar que este efecto de corto plazo tiende a revertirse con el paso del tiempo, pues para las dos ecuaciones se observa que el impacto sucesivo de la inversión pública sobre la privada es de complementariedad, en el tercer rezago específicamente. Estos últimos resultados de corto plazo, junto con los del modelo de corrección de error de la ecuación (2') –para el cual también se obtuvo un desplazamiento parcial– y los obtenidos con las técnicas de cointegración para las ecuaciones (1) y (2) coinciden con el trabajo de Castillo y Herrera (2005), quienes obtienen efecto desplazamiento parcial en el corto plazo, pero complementario en el largo plazo, aunque cabe señalar que el efecto de largo plazo por ellos obtenido, si es estadísticamente significativo.

Cuadro 3

Resultado de los modelos dinámicos ADL

<i>Modelos ADL</i>	<i>Ecuación (3.1)</i>	<i>Ecuación (4.1)</i>
Coefficientes estimados	$\mu = -4.616$ (-3.65)	$\mu = -4.229$ (-3.32)
	$\alpha_0 = -\mathbf{0.159}$ (-5.43)	$\alpha_0 = -\mathbf{0.162}$ (-5.51)
	$\alpha_3 = \mathbf{0.124}$ (4.36)	$\alpha_3 = \mathbf{0.128}$ (4.32)
	$\phi_0 = 1.877$ (6.87)	$\phi_0 = 1.783$ (6.46)
	$\phi_2 = 0.945$ (2.50)	$\phi_2 = 0.833$ (2.18)
	$\phi_3 = -1.599$ (-4.08)	$\phi_3 = -1.850$ (-4.50)
	$\phi_5 = -0.654$ (-2.78)	$\phi_4 = 0.717$ (1.87)

Cuadro 3
(continuación)

<i>Modelos ADL</i>	<i>Ecuación (3.1)</i>	<i>Ecuación (4.1)</i>
	$\delta_0 = -0.0004$ (-1.40) $\beta_1 = 0.390$ (6.87) $\beta_3 = 0.255$ (4.35) $\lambda = -0.512$ (-8.36) $\kappa = -0.220$ (-4.32)	$\phi_5 = -0.954$ (-3.37) $\delta_0 = -0.0003$ (-1.22) $\gamma_0 = -0.001$ (-0.12) $\beta_1 = 0.426$ (7.12) $\beta_3 = 0.246$ (4.20) $\lambda = -0.518$ (-8.51) $\kappa = -0.231$ (-4.44)
Estadísticos de diagnóstico	$R^2 = 0.978$ DW= 1.986 F=377.48 C. de Akaike = -2.826 JB: ($p = 0.000$) LM(4): ($p = 0.578$) ARCH(4): ($p = 0.503$) White: ($p = 0.287$) Reset Ramsey: ($p = 0.722$) Pronóstico de Chow: (1995:3-2007:1, $p = 0.370$)	$R^2 = 0.976$ DW= 2.035 F=325.01 C. de Akaike = -2.826 JB: ($p = 0.013$) LM(4): ($p = 0.469$) ARCH(4): ($p = 0.639$) White: ($p = 0.275$) Reset Ramsey: ($p = 0.664$) Pronóstico de Chow: (1995:3-2007:1, $p = 0.379$)

Fuente: Cálculos propios, coeficiente t entre paréntesis, p indica el valor probabilístico de la prueba.

El resultado de largo plazo se entiende en el contexto de los efectos derrame (*spillover effects*), que generan las inversiones públicas sobre la economía una vez que los proyectos han sido terminados,

no obstante, tanto la significancia estadística como la magnitud del mismo ponen en duda tal postulado en este caso. Para el efecto negativo de corto plazo la explicación lógica sería que el gobierno desplaza a los agentes privados en la búsqueda de recursos para la formación de capital –como lo sugieren Castillo y Herrera–, pero tal postulado para el caso del presente trabajo no se cumple, ya que el efecto de la tasa de interés real sobre la inversión privada es prácticamente insignificante y no estadísticamente significativo,²³ aunque tal resultado debiera de tomarse también con cierta reserva, ya que la tasa de interés a finales de los ochenta y principios de los noventa estuvo controlada por el Banco Central y Nacional Financiera, de manera que esta pudiera ser la causa de que dicha variable no resulta significativa. Sin embargo, Herrera (2003) llega a la misma conclusión, ya que en sus estimaciones incluye, aparte de la tasa de interés real (la misma que la del presente, Cetes a 91 días) otras dos medidas de financiamiento (el financiamiento de la banca comercial doméstica y el agregado monetario M4) para el período 1984:1-2003:3, sin encontrar un efecto significativo de ninguna de ellas sobre la inversión privada.

De esta forma, si el efecto desplazamiento de corto plazo no se debe al efecto del costo de oportunidad de fondos, una posible explicación sería el que las empresas poseen flujos de caja suficientes para financiar sus inversiones, tal como lo señala el propio Herrera (2003), de manera que la variable relevante sería esta, y no las fuentes de financiamiento externas a las mismas. Aunque también otra posible explicación iría en el sentido de las imperfecciones en los mercados de capital locales, tales como el efecto del racionamiento de crédito, fenómeno que, de acuerdo con Agénor y Montiel (2002), es más acentuado para el caso de economías en desarrollo.²⁴

Respecto a las variables de control restantes, el PIB se mantiene como la variable que tiene un efecto mayor sobre la inversión privada, con un multiplicador de corto plazo promedio de 1.7% con los modelos ADL y de hasta 2% con el modelo de corrección de error. El efecto para la variable de la deuda pública interna está de acuerdo con lo esperado, pues el principio de equivalencia ricardiana predice un efecto neutro sobre la inversión privada y, al igual que la tasa de interés real, sus rezagos no pasan la prueba de variables redundantes.

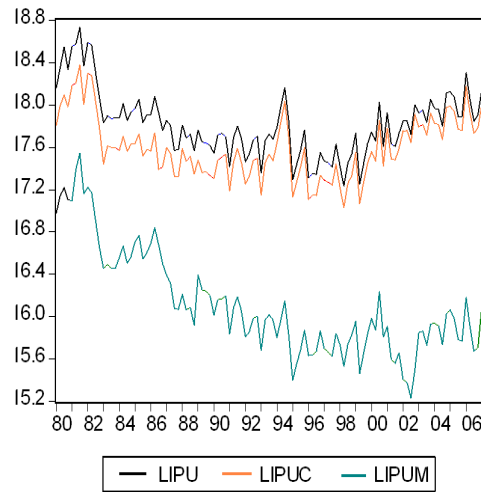
²³ De hecho, la tasa de interés real no rechazó la hipótesis nula de la prueba de variables redundantes para sus cinco rezagos, así como tampoco el multiplicador de corto plazo, pero se presenta este último únicamente con propósitos ilustrativos.

²⁴ Debido a su estructura institucional más endeble respecto a economías desarrolladas y a la menor profundidad de sus mercados financieros (Máttar, 2000).

3.5. *Estimación desagregada*

De acuerdo con los enfoques teóricos del efecto *crowding out*, ninguna corriente hace referencia a los *rubros* de inversión que pueden tener un efecto complementario o desplazamiento; sólo se refieren al impacto de la inversión pública sobre la privada en términos *agregados*, sin ahondar en subcasos específicos (Aschauer, 1989). No obstante, en el caso del trabajo aplicado, tal ejercicio se realiza de manera frecuente para otras economías (véase, por ejemplo, Easterly y Rebelo, 1993), mas no ha sido llevado a cabo para el caso mexicano, en relación con los estudios consultados que trabajan con series en el agregado. Para nuestro análisis se lleva a cabo este ejercicio desagregando el gasto de inversión pública en dos: construcción y maquinaria y equipo, que son las series disponibles para el periodo, y la frecuencia empleada en el presente estudio que reporta el INEGI. La gráfica de estos dos rubros, así como el de la inversión pública total aparece a continuación.

Gráfica 5
*Logaritmo de la inversión pública total (lipu),
 en construcción (lipuc) y en maquinaria y equipo (lipum)*



Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI.

Igual que para el caso de la inversión total, ambos rubros se presentan en base 1993, desestacionalizadas y en logaritmos. Como puede apreciarse, la mayoría de la inversión pública se realiza en el rubro de construcción (*lipuc*) y presenta el mismo patrón que la inversión pública total, mientras que el ramo de maquinaria y equipo (*lipum*) muestra una tendencia decreciente hasta mediados de la década de los noventa, para mostrar a partir de ahí cierta estabilidad.

La prueba para determinar el orden de integración de los dos desgloses de inversión considerados es la misma que la empleada en las anteriores variables, los resultados de esta aparecen en el cuadro 4. En ellos se aprecia que tanto *lipuc* como *lipum* resultan ser $I(1)$, aunque cabe señalar que para esta última variable el modelo IO2 rechaza la hipótesis nula al 10%, sin embargo, esto se considera como evidencia débil a favor del rechazo de la hipótesis de raíz unitaria, por lo que para propósito de las estimaciones esta variable se considera como $I(1)$.

Cuadro 4

Resultados de la prueba de raíz unitaria con rompimiento estructural endógeno para los rubros de inversión pública en construcción (lipuc) y maquinaria y equipo (lipum)

<i>Serie y modelo</i>	T_b	$k(t - sign)$	t_α
<i>lipuc</i>			
IO1	1981:4	3	-3.46
IO2	1994:2	3	-3.93
<i>lipum</i>			
IO1	2002:2	6	-4.33
IO2	1994:1	6	-5.39*
<i>Valores críticos</i>			
IO1:		IO2:	
1% -5.70		1% -6.21	
2.5% -5.36		2.5% -5.86	
5% -5.10		5% -5.55	
10% -4.82		10% -5.25	

Fuente: Cálculos propios con los valores críticos tabulados por Perron (1997:362). *Significativo al 10%.

Por otro lado, la estrategia seguida para las estimaciones desagregadas es la misma que para la sección anterior: se plantean una vez más cuatro especificaciones distintas, la primera incluye únicamente a la inversión pública como variable explicativa y, a partir de las siguientes, se van agregando sucesivamente las variables de control, con la única diferencia de que ahora la inversión pública se desagrega en los componentes de construcción y en el de maquinaria y equipo. Las ecuaciones a estimar son:

$$lipr_t = \beta_0 + \beta_1 lipuc_t + \beta_2 lipum_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$lipr_t = \beta_0 + \beta_1 lipuc_t + \beta_3 lipum_t + \beta_4 lpib_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$lipr_t = \mu + \sum_{i=1}^l \beta_i lipr_{t-i} + \sum_{w=0}^v \psi_w lipuc_{t-w} + \sum_{h=0}^c \theta_h lipum_{t-h} \quad (8)$$

$$+ \sum_{g=0}^n \phi_g lpib_{t-g} + \sum_{a=0}^q \delta_a R_{t-a} + \lambda D82 + \kappa D95 + \varepsilon_t$$

$$lipr_t = \mu + \sum_{i=1}^l \beta_i lipr_{t-i} + \sum_{w=0}^v \psi_w lipuc_{t-w} + \sum_{h=0}^c \theta_h lipum_{t-h} \quad (9)$$

$$+ \sum_{g=0}^n \phi_g lpib_{t-g} + \sum_{a=0}^q \delta_a R_{t-a} + \sum_{d=0}^r \gamma_d dpi_{t-d} + \lambda D82$$

$$+ \kappa D95 + \varepsilon_t$$

Para las ecuaciones (6) y (7) aplican las técnicas de cointegración ya mencionadas, mientras que para las dos restantes (8) y (9) se aplican las especificaciones dinámicas ADL. Los resultados para las ecuaciones (6) y (7) aparecen en el cuadro 5, mientras que los de las estimaciones de los modelos de corrección de error en el cuadro 6, de acuerdo con las siguientes ecuaciones:

$$\Delta lipr_t = \mu + \omega EC + \sum_{i=1}^s \psi_i \Delta lipuc_t \tag{6'}$$

$$+ \sum_{i=1}^r \theta_i \Delta lipum_t + \lambda D82 + \kappa D95 + \varepsilon_t$$

$$\Delta lipr_t = \mu + \omega EC + \sum_{i=1}^s \psi_i \Delta lipuc_t + \sum_{i=1}^r \theta_i \Delta lipum_t \tag{7'}$$

$$+ \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta lipib_t + \lambda D82 + \kappa D95 + \varepsilon_t$$

Cuadro 5
Resultados de la prueba de cointegración Engle-Granger para los modelos con inversión pública desagregada

<i>Método de estimación</i>	<i>Ecuación estimada</i>	<i>Valor crítico de los residuales</i>	<i>Coefficientes estimados</i>	<i>Estadísticos de diagnóstico</i>
Engle-Granger	(6)	-3.725***	$\beta_0 = 17.06$ (13.72) $\beta_1 = \mathbf{0.758}$ (8.82) $\beta_3 = \mathbf{-0.708}$ (-13.97)	$R^2 = 0.649$ DW = 0.471 F = 98.14
Engle-Granger	(7)	-5.483*	$\beta_0 = -21.30$ (-9.56) $\beta_1 = \mathbf{-0.163}$ (-2.44) $\beta_3 = \mathbf{0.168}$ (3.06) $\beta_4 = 1.930$ (17.93)	$R^2 = 0.913$ DW = 0.830 F = 370.46

Cuadro 5
(continuación)

Método de estimación	Ecuación estimada	Valor crítico de los residuales	Coefficientes estimados	Estadísticos de diagnóstico
<i>Valores críticos</i>				
<i>Tres variables (ecuación 6):</i>		<i>Cuatro variables (ecuación 7):</i>		
1% -4.441		1% -4.827		
5% -3.828		5% -4.210		
10% -3.514		10% -3.853		

Fuente: Cálculos propios con los valores críticos tabulados por MacKinnon (1991). *Significativo al 1%, ***significativo al 10%, coeficiente *t* entre paréntesis.

Cuadro 6
Resultados del modelo de corrección de error, estimaciones desagregadas

Método de estimación	Ecuación estimada	Coefficientes estimados	Estadísticos de diagnóstico
Corrección de error	(6')	$\mu=0.020$ (2.43) $\omega= -.122$ (-2.90) $\Delta\psi= -.190$ (-2.23) $\Delta\psi(-1)= -.073$ (-0.92) $\Delta\theta=0.0004$ (0.050) $\Delta\theta(-1)=-0.059$ (-0.73)	$R^2=0.457$ DW= 2.466 F = 11.91 C. de Akaike: = -2.009 JB: ($p=0.413$) LM(4): ($p=0.000$) ARCH(4): ($p=0.000$) White: ($p=0.377$) Reset Ramsey: ($p=0.023$) Pronóstico de Chow: (1995:3-2007:1 $p =0.427$)

Cuadro 6
(continuación)

<i>Método de estimación</i>	<i>Ecuación estimada</i>	<i>Coefficientes estimados</i>	<i>Estadísticos de diagnóstico</i>
		$\lambda = -0.613$ (-6.94) $\kappa = -0.366$ (-5.41)	
Corrección de error	(7')	$\mu = -0.006$ (-0.907) $\omega = -0.416$ (-6.44) $\Delta\psi = -0.160$ (-2.58) $\Delta\psi(-1) = -0.031$ (0.50) $\Delta\theta = 0.0006$ (0.11) $\Delta\theta(-1) = -0.133$ (-2.18) $\Delta\phi = 1.97$ (5.34) $\Delta\phi(-2) = 1.240$ (3.88) $\lambda = -0.459$ (-6.78) $\kappa = -0.181$ (-3.25)	$R^2 = 0.711$ DW = 2.107 F = 26.31 C. de Akaike: = -2.592 JB: ($p=0.016$) LM(4): ($p=0.007$) ARCH(4): ($p=0.005$) White: ($p=0.654$) Reset Ramsey: ($p=0.251$) Pronóstico de Chow: (1995:3-2007:1 $p = 0.385$)

Fuente: Cálculos propios, coeficiente t entre paréntesis, p indica el valor probabilístico de la prueba.

Finalmente, las estimaciones dinámicas ADL (ecuaciones 8 y 9) se muestran en el cuadro 7. En cuanto a los resultados, para la ecuación (6) la prueba de Johansen (cuadro A.3 del apéndice) no reporta la existencia de vector alguno de cointegración, mientras que para el caso de la prueba EG, esta si rechaza la hipótesis nula (aunque al 10%

de acuerdo con los valores críticos de MacKinnon para tres variables). En relación con los coeficientes para dicha ecuación, estos indican un efecto complementario de la inversión en construcción, en tanto que un efecto desplazamiento parcial por parte del rubro de maquinaria y equipo (ambos estadísticamente significativos). Pero los resultados anteriores se revierten para el caso en que se incluye el PIB en la ecuación (7), en el la prueba EG rechaza la hipótesis nula al 1% – y los coeficientes siguen siendo significativos para ambos rubros de inversión–, mientras que la prueba de Johansen reporta un vector de cointegración al 5% de significancia (cuadro A.4 del apéndice) para esta misma ecuación; aunque la ecuación normalizada señala que los coeficientes para los dos ramos considerados no son estadísticamente significativos.

Por otro lado, se puede apreciar que, para el caso de la prueba EG, la diferencia entre los dos rubros de inversión pública es muy pequeña en ambas estimaciones: para el caso de la ecuación (6) la suma de los coeficientes indican una diferencia a favor del efecto complementario de 0.05% (0.758 - 0.708), mientras que para el caso de la ecuación (7) el diferencial se reduce a sólo 0.005% (0.168 - 0.163); lo que junto con los resultados de la prueba de Johansen para esta última ecuación (diferencial de -0.027%, esto es, 0.105 - 0.138, pero no significativo) muestran que el efecto neto en el largo plazo para el caso de las estimaciones desagregadas es prácticamente nulo, sea este significativo o no.

Para los resultados del modelo de corrección de error se aprecia que se mantiene el efecto *crowding out* parcial en el corto plazo, ya que cambios porcentuales en el crecimiento de *lipuc* y de *lipum* generan disminuciones en la inversión privada, destacando los efectos estadísticamente significativos en el valor contemporáneo del rubro de construcción para ambas ecuaciones.

Por lo que hace a los resultados para las ecuaciones estimadas con los modelos ADL (cuadro 7), se observa que, para el caso de la inversión pública en construcción, los resultados son similares a los de la inversión pública total, pues el impacto del multiplicador de corto plazo es, en promedio, de -0.16 –prácticamente igual al promedio de las estimaciones sin desagregar–, además de que se aprecia una tendencia a revertir este efecto inicial al paso del tiempo. Para el caso de la inversión en maquinaria y equipo el efecto negativo del multiplicador de corto plazo se mantiene para la ecuación (8) con un impacto de -0.042, sin embargo, tal situación se revierte en la ecuación (9), ya que el multiplicador de corto plazo indica un efecto *crowding in*, aunque no significativo.

Cuadro 7
Resultado de los modelos ADL
con inversión pública desagregada

<i>Modelos ADL</i>	<i>Ecuación (8)</i>	<i>Ecuación (9)</i>
Coefficientes estimados	$\mu = -7.376$ (-4.08)	$\mu = -6.252$ (-3.04)
	$\psi_0 = -\mathbf{0.140}$ (-3.22)	$\psi_0 = -\mathbf{0.178}$ (-2.87)
	$\psi_1 = \mathbf{0.047}$ (1.45)	$\psi_1 = \mathbf{0.097}$ (1.56)
	$\theta_0 = -\mathbf{0.042}$ (-1.11)	$\theta_0 = \mathbf{0.032}$ (0.55)
	$\theta_3 = -\mathbf{0.096}$ (3.86)	$\theta_1 = -\mathbf{0.060}$ (-0.96)
	$\phi_0 = 1.764$ (6.10)	$\theta_5 = \mathbf{0.062}$ (1.98)
	$\phi_2 = 1.053$ (2.40)	$\phi_0 = 1.506$ (4.79)
	$\phi_3 = 1.796$ (-4.19)	$\phi_2 = 1.209$ (2.58)
	$\phi_4 = 0.672$ (1.67)	$\phi_3 = 1.749$ (-3.87)
	$\phi_5 = -0.946$ (-3.06)	$\phi_4 = 0.903$ (2.08)
	$\delta_0 = -0.0004$ (-1.38)	$\phi_5 = -1.186$ (-3.54)
	$\beta_1 = 0.421$ (6.25)	$\delta_0 = -0.0002$ (-0.86)
	$\beta_2 = -0.058$ (-0.72)	$\gamma_0 = 0.070$ (2.48)
	$\beta_3 = 0.239$ (3.59)	$\gamma_1 = -0.070$ (-2.49)
	$\lambda = -0.508$ (-8.51)	$\beta_1 = 0.418$ (5.75)
	$\kappa = -0.196$ (-3.89)	$\beta_2 = -0.084$ (-0.98)
		$\beta_3 = 0.284$ (4.00)

Cuadro 7
(continuación)

<i>Modelos ADL</i>	<i>Ecuación (8)</i>	<i>Ecuación (9)</i>
		$\lambda = -0.530$ (-8.25) $\kappa = -0.175$ (-3.18)
Estadísticos de diagnóstico	$R^2 = 0.976$ DW= 2.093 F=289.12 C. de Akaike = -2.835 JB: ($p = 0.002$) LM(4): ($p = 0.249$) ARCH(4): ($p = 0.680$) White: ($p = 0.190$) Reset Ramsey: ($p = 0.198$) Pronóstico de Chow: (1995:3–2007:1, $p=0.414$)	$R^2 = 0.974$ DW= 2.074 F=220.43 C. de Akaike = -2.724 JB: ($p = 0.01$) LM(4): ($p = 0.167$) ARCH(4): ($p = 0.984$) White: ($p = 0.317$) Reset Ramsey: ($p = 0.343$) Pronóstico de Chow: (1995:3–2007:1, $p=0.231$)

Fuente: Cálculos propios, coeficiente t entre paréntesis, p indica el valor probabilístico de la prueba.

De esta manera los resultados, vistos en su conjunto, nos dan el siguiente panorama: existe un claro efecto desplazamiento parcial de corto plazo (captado tanto con los modelos de corrección de error como con los modelos dinámicos ADL para ambas estimaciones, totales y desagregadas), mientras que los resultados para el efecto de largo plazo con las técnicas de cointegración (tanto para las estimaciones totales como para las desagregadas) nos indican un efecto complementario débil y marginal, en términos de la magnitud y significancia de los coeficientes respectivos.

4. Conclusiones

El objetivo del presente trabajo fue la estimación del impacto de la inversión pública sobre la inversión privada, a fin de probar la hipótesis de complementariedad entre ambas variables para el caso

de México, en el período que abarca de primer trimestre de 1980 al primero de 2007. Para ello se emplearon técnicas de series de tiempo que permiten un tratamiento más adecuado del proceso de generación de información de las series involucradas en el análisis y que, con respecto a trabajos previos que han abordado el tema para México, representa un avance significativo, pues en ninguno de los estudios consultados se realiza un análisis con pruebas para quiebres estructurales –en especial para las de raíz unitaria–, cuestión que se abordó en el nuestro estudio mediante el empleo de pruebas para rompimiento estructural endógeno de acuerdo con la metodología de Perron (1997). Además, realizamos estimaciones para dos segmentos de la inversión pública: construcción y maquinaria y equipo, aspecto no abordado, hasta ahora, por ninguno de los estudios que trabajan con datos en el agregado para la economía mexicana.

A partir de lo anterior se plantearon una serie de especificaciones para cuantificar relaciones tanto de largo plazo como de corto plazo; para las primeras se emplearon las técnicas de cointegración de Engle-Granger y de Johansen, mientras que para las segundas se utilizaron modelos de corrección de error, así como también modelos dinámicos ADL para tratar el problema de ecuaciones desequilibradas, debido al diferente orden de integración de las series involucradas en algunas especificaciones.

En cuanto los resultados obtenidos, las estimaciones indican que, el impacto de la inversión pública sobre la privada para la economía mexicana durante el período de análisis, resulta en un claro efecto *crowding out* parcial en el corto plazo, en tanto que el efecto de largo plazo indica una débil y marginal –en el sentido anteriormente mencionado– complementariedad entre ambos tipos de inversión, tanto para las estimaciones sin desglosar como para las desagregadas.

¿Qué conclusiones podemos derivar de lo anterior? Desde nuestro punto de vista, para poder tener una idea más completa acerca del efecto de la inversión pública sobre la inversión privada habría que considerar la posibilidad de desagregar en más componentes la inversión pública, lo cual, de acuerdo con la frecuencia de las series y el período de análisis empleado, no es posible debido a la disponibilidad de información, por lo que únicamente se pudo desglosar la inversión pública total en los rubros de construcción y maquinaria y equipo, que siguen siendo aún desgloses muy generales²⁵ como para poder obtener

²⁵ De acuerdo con INEGI (1994:17) los rubros considerados comprenden “construcciones u obras *de todo tipo* (y) maquinarias y equipos *en general*”, cursivas nuestras.

conclusiones más puntuales al respecto. Ya cabe esperar efectos diferenciados de acuerdo con las áreas en las que se ejecuta la inversión pública, puesto que no es lo mismo invertir en la construcción de una carretera que en un edificio administrativo, por ejemplo.

Lo anterior es importante ya que, por ejemplo, en el reciente programa nacional de infraestructura propuesto por el Gobierno de México (2007) respecto a los papeles de la inversión pública y la privada, únicamente destaca la necesidad de impulsar la participación de sector privado en el financiamiento de este tipo de proyectos,²⁶ señalando una serie de rubros (10 en total) en los cuales existe la necesidad de invertir (pero sin priorizar el alguno). De manera que, en líneas futuras de investigación, debería hacerse énfasis en campos específicos sobre los que la inversión pública tiene un impacto complementario con la inversión privada,²⁷ lo que no sólo ayudaría a generar un crecimiento económico mayor (Barro, 1990), si no que también, de acuerdo con Aschauer y Lächler (1998), ayudaría a comprender de una mejor manera los papeles de los sectores público y privado en la economía mexicana, al menos en el rubro de inversión y formación de capital.

Bibliografía

- Acosta, Pablo y A. Loza (2005). Short and Long Run Determinants of Private Investment in Argentina, *Journal of Applied Economics*, 8, 389-406.
- Agénor, Richard y P. Montiel (2002). *La macroeconomía del desarrollo*, FCE, México.
- Agénor, Richard, M. Nabli y T. Yousef (2005). *Public Infrastructure and Private Investment in the Middle East and North Africa*, World Bank Policy Research Working Paper, núm. 3661.
- Alfonso, António y M. Aubyn (2006). *Macroeconomics Rates of Return of Public and Private Investment: Crowding In and Crowding Out Effect*, The World Bank Policy Research Papers, núm. 1761.

²⁶ “Es indispensable impulsar un mayor financiamiento de la inversión en infraestructura con recursos provenientes del sector privado, con base en el marco jurídico establecido, las reformas a promover y la selección de las mejores alternativas para la realización de cada proyecto”, Gobierno de México (2007:35), cursivas nuestras.

²⁷ Como lo señala Munnell (1992:196) los resultados agregados no deben usarse como guía para el gasto en inversión, sino este debe determinarse a través de estudios de costo beneficio, para lo cual resulta indispensable el contar con información por áreas específicas.

- Aschauer, David A. y U. Lächler (1998). *Public Investment and Economic Growth in Mexico*, Policy Research Working Paper, núm. 1964, The World Bank.
- Aschauer, David A. (1990). *Public Investment and Private Sector Growth*, Economic Policy Institute, Working Paper núm. 301.
- (1989). Does Public Capital Crowd Out Private Capital?, *Journal of Monetary Economics*, 24, 171-188.
- Atukeren, Erdal (2004). Interactions Between Public and Private Investment: Evidence from Developing Countries, Center of Economic Modelling, Working Paper núm. 1782.
- Barro, Robert J. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth, *Journal of Political Economy*, 98, S103-S125.
- (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82, 1095-1117.
- Branson, William (1986). *Macroeconomía. Teorías y políticas*, FCE, México.
- Calderón, César y L. Servén (2004). *The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution*, Banco Central de Chile, documento de trabajo, núm. 270.
- Carlson, Keith y R. Spencer (1975). Crowding Out and its Critics, *Review Federal Reserve Bank of St. Louis*, 57, 1-17.
- Castillo, Ramón y J. Herrera (2005). El efecto del gasto público sobre el gasto privado en México, *Estudios Económicos*, 20, 173-196.
- Chavarín, Rubén (2001). El costo del desempleo medido en producto. Una revisión empírica de la ley de Okun para México, *El Trimestre Económico*, 270, 209-231.
- Demetriades, Panicos y T. Mamuneas (2000). Intertemporal Output and Employment Effects of Public Infrastructure Capital: Evidence from 12 OECD Economies, *The Economic Journal*, 110, 687-712.
- Easterly, William y S. Rebelo (1993). Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation, *Journal of Monetary Economics*, 32, 417-458.
- Engle, Robert F. y C. W. Granger (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276
- Enders, Walter (2004). *Applied Econometric Time Series*, Wiley, EU.
- Eremburg, Sharon (1993). *The Relationship Between Public and Private Investment*, Economic Policy Institute, Working Paper, núm. 282.
- Everhart, Stephen y M. Sumlinsky (2001). *Trends in Private Investment in Developing Countries and the Impact on Private Investment of Corruption and the Quality of Public Investment*, The World Bank.
- Galindo, Luis M. y H. Catalán (2003). La tasa de interés real en México: un análisis de raíces unitarias con cambio estructural, *Momento Económico*, 126, 15-22.
- Gobierno de México (2007). *Programa Nacional de Infraestructura 2007-2012*, Presidencia de la República, México.
- Gonzalo, Jesús y Tae-Hwy Lee (1998). Pitfalls in Testing for Long Run Relationships, *Journal of Econometrics*, 86, 129-154.
- Granger, C. W. J. y P. Newbold (1974). Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

- Harris, Richard y R. Sollis (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, Wiley.
- Hendry, D. (1987). Econometric Methodology: A Personal Perspective, en T. Bewley (Comp.), *Advances in Econometrics*, vol. 2, cap. 10, Cambridge University Press.
- Herrera, Jorge (2003). Dinámica de la inversión privada en México, *Gaceta de Economía*, 16, 111-141.
- Hjerppe, Reino, J. Kiander y M. Virén (2006). *Are Government Expenditures Productive? Measuring the Effect on Private Sector Production*, Government Institute for Economic Research, Working Paper, núm.571, Helsinki.
- INEGI (1994). *Sistema de cuentas nacionales de México. Oferta y utilización trimestral 1980-1993*, México.
- Johansen, Søren y K. Juselius (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand of Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen, Søren (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johnston, Jack y J. DiNardo (1997). *Econometric Methods*, McGraw Hill, EU.
- Karadag, Metin, E. Deliktas y Ö. A. Önder (2001). *The Effects of Public Infrastructure on Private Sector Performance in the Turkish Regional Manufacturing Industries*, Ege University, Working Paper Series, núm 124, Turquía.
- Kustepeli, Yesim (2005). Effectiveness of Fiscal Spending: Crowding out and/or Crowding in? *Yönetim Ve Ekonomi*, 12, 185-192
- Leybourne, Stephen y P. Newbold (2003). Spurious Rejections by Cointegration Test Induced by Structural Breaks, *Applied Economics*, 35, 1117-1121.
- Lloyd, Michael (1999). Public and Private Investment in the European Union, Banco Central Europeo, documento de trabajo, núm. 2897, Alemania.
- MacKinnon, James, A. A. Haug y L. Michelis (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- MacKinnon, James (1991). Critical Values for Cointegration Test, en R. Engle y C. Granger (Comps.), *Long Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- Maddala, G.S. y In-Moo Kim (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Martínez, Diego (2004). Linking Public Investment to Private Investment. The Case of Spanish Regions, Centro de Estudios Andaluces, documento de trabajo, núm. 291, España.
- Mátar, Jorge (2000). Inversión y crecimiento durante las reformas económicas, en F. Clavijo (Comp.), *Reformas económicas en México 1982-1999*, FCE, México, 156-256.
- Mitra, Pritha (2006). Has Government Investment Crowded Out Private Investment in India? The World Bank, Working Paper, núm. 3289, EU.
- Moreno-Brid, Juan (1999). *México: reforma macroeconómica y formación de capital fijo en la manufactura, serie de reformas económicas*, 47, CEPAL, Santiago de Chile.
- Morrison, Catherine J. y A. E. Schwartz (1996). State Infrastructure and Productive Performance, *American Economic Review*, 86, 1095-1111.

- Munnell, Alicia H. (1992). Policy Watch: Infrastructure Investment and Economic Growth, *The Journal of Economic Perspectives*, 6, 189-198.
- Musalem, Alberto (1989). *Private Investment in Mexico. An empirical Analysis*, The World Bank, Working Paper Series, núm 183.
- Noriega, Antonio y D. Ventosa (2006). *Spurious Cointegration: The Engle-Granger Test in the Presence of Structural Breaks*, Banco de México, documento de trabajo, núm. 12.
- Noriega, Antonio y M. Fontela (2007). La infraestructura y el crecimiento económico en México, *El Trimestre Económico*, 296, 885-900.
- Perron, Pierre (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- (1989). The Great Clash, the Oil Price Shock, and Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Quantitative Micro Software (2004). *EViews 5.0*, <http://www.eviews.com/>.
- Ramírez, Miguel D. y N. Nader (1997). Public and Private Investment and Economic Growth in Mexico, *Contemporary Economic Policy*, 15, 65-75.
- Ramírez, Miguel D. (1994). Public and Private Investment in Mexico 1950-1990: An Empirical Analysis, *Southern Economic Journal*, 61, 1-17.
- Ribeiro, Marcio y J. Teixeira (2001). Análisis econométrico de la inversión privada en Brasil, *Revista de la CEPAL*, 77, 159-173.
- Seater, John J. (1993). Ricardian Equivalence, *Journal of Economic Literature*, 31, 142-190.
- Sen, Amartya (2003). On Unit Root Test when the alternative is a Trend Broken Stationary Process, *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 11-30.
- Servén, Luis y A. Solimano (1991). *Adjustment Policies and Investment Performance in Developing Countries. Theory, Country Experiences and Policy Implications*, The World Bank Working Paper Series, núm. 606.
- Shah, Anwar (1988). Public Infrastructure and Private Sector Profitability and Productivity in Mexico, The World Bank Working Paper Series, núm. 100.
- Wang, Baotai (2005). Effects of Government Expenditure on Private Investment: Canadian Empirical Evidence, *Empirical Economics*, 30, 493-504.
- Wylie, Peter J. (1996). Infrastructure and Canadian Economic Growth 1946-1991, *The Canadian Journal of Economics*, 29, S350-S355.

Anexo

Resultados de la prueba de cointegración de Johansen

Cuadro A.1

Resultado de la prueba de cointegración de Johansen para la ecuación (1)

<i>Número de ecuaciones de cointegración</i>	<i>Estadístico del eigenvalor máximo</i>	<i>Valores críticos al 95%</i>
Ninguno	9.04	15.89
Hasta 1	2.79	9.16

Fuente: Elaboración propia, valores críticos al 95% tomados de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

Cuadro A.2

Resultado de la prueba de cointegración de Johansen para la ecuación (2)

<i>Número de ecuaciones de cointegración</i>	<i>Estadístico del eigenvalor máximo</i>	<i>Valores críticos al 95%</i>
Ninguno	23.93*	22.29
Hasta 1	13.11	15.89
Ecuación de cointegración normalizada $lipr = -14.806 + 0.010 lipu + 1.599 lpib$ (3.37) (0.08) (0.12)		

Fuente: Elaboración propia, errores estándar entre paréntesis, *rechazo de Ho al 95%, valores críticos al 95% tomados de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

Cuadro A.3

*Resultado de la prueba de cointegración de Johansen
para la ecuación (6)*

<i>Número de ecuaciones de cointegración</i>	<i>Estadístico del eigenvalor máximo</i>	<i>Valores críticos al 95%</i>
Ninguno	13.95	22.29
Hasta 1	8.77	15.89

Fuente: Elaboración propia, valores críticos al 95% tomados de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

Cuadro A.4

*Resultado de la prueba de cointegración de Johansen
para la ecuación (7)*

<i>Número de ecuaciones de cointegración</i>	<i>Estadístico del eigenvalor máximo</i>	<i>Valores críticos al 95%</i>
Ninguno	32.91*	28.58
Hasta 1	21.08	22.29
Ecuación de cointegración normalizada		
$lipr = -20.247 - 0.157 lipuc + 0.139 lipum + 1.896 lpib$		
$(3.82) \quad (0.111) \quad (0.093) \quad (0.184)$		

Fuente: Elaboración propia, errores estándar entre paréntesis, *rechazo de Ho al 95%, valores críticos al 95% tomados de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).