

CAPITAL PÚBLICO E PRODUCTIVIDADE PRIVADA EN ESPAÑA: UNHA PANORÁMICA

MELCHOR FERNÁNDEZ FERNÁNDEZ* / CLEMENTE POLO ANDRÉS**¹

*Departamento de Fundamentos da Análise Económica
Facultade de Ciencias Económicas e Empresariais
Universidade de Santiago de Compostela

**Departamento de Economía e Historia Económica
Facultade de Ciencias Económicas e Empresariais
Universidade Autónoma de Barcelona

Recibido: 13 xaneiro 2000

Aceptado: 15 maio 2001

Resumo: Nos últimos anos, publicáronse varios estudos que estiman o impacto do capital público sobre a produtividade privada para a economía española. As elevadas elasticidades estimadas, sobre todo ó empregar series de infraestructuras públicas, suscitan dúbidas sobre a robustez dos valores estimados e sobre a solidez das súas implicacións de política económica. Neste artigo examinamos sistematicamente os resultados obtidos e presentamos novas estimacións empregando diversas especificacións, series de capital público e métodos de estimación. Os resultados obtidos, aínda que confirman a existencia dun efecto substancial do capital público en infraestructuras, suxiren que este efecto non é tan potente como se cría e apuntan a que aínda podería ser incluso menor se se incorporasen outras variables que afectan á produtividade privada.

Palabras clave: Productividade / Capital público / Infraestructuras / España.

PUBLIC CAPITAL AND PRIVATE PRODUCTIVITY IN SPAIN: A SURVEY

Abstract: During the last decade, various studies that estimate the impact of public capital on private sector productivity in Spain have been published. Specially when the studies include infrastructure series, have estimated a higher elasticity for public capital which have generated doubts on the robustness of the values estimated and the implications of economic policy. In this paper, we analyse the different result and shown new estimations using different specifications, series of public capital and estimation methods. The results confirm the substantial effect of public capital. However, they suggest that the effect is not so important as we think and even it would less if we incorporate other variables correlate with private productivity.

Keywords: Productivity / Public capital / Infrastructure / Spain.

1. INTRODUCCIÓN

O papel dos servizos públicos no proceso de crecemento económico foi ignorado ata hai pouco, aínda que a gran maioría dos economistas estaban dispostos a admitir que os investimentos públicos en infraestructuras, o gasto público en educación e o financiamento público de procesos de innovación e desenvolvemento, etc. xeraban capital e os seus servizos aumentaban a produtividade do sector pri-

¹ Os autores agradecen a axuda da Fundación de las Cajas de Ahorro Confederadas para la Investigación Económica y Social. Así mesmo, agradecen a axuda institucional da DGES, PB96-1161. A lectura coidadosa e os comentarios de dous avaliadores anónimos dun borrador previo resultáronnos moi útiles. Naturalmente, a responsabilidade da versión final é unicamente nosa.

vado. Aínda que a idea de que o capital público aumenta a produtividade privada se atopa na literatura económica cando menos desde a aparición do Estado intervencionista (Meade, 1952; Hirschman, 1958), foi o recente estudio de Aschauer (1989a) e os seus sorprendentes resultados empíricos os que despertaron o interese por cuantifica-lo impacto da acumulación de capital público sobre a produtividade privada².

Cómpre destaca-la xustificación novidosa que lle proporciona a hipótese do capital público á intervención pública. Obsérvese que o actual debate nada ten que ver coas discusións dos anos 60 e 70, centradas en torno ós efectos a curto prazo dun aumento do gasto público e a demanda agregada sobre a produción e o emprego, un debate no que o aspecto crítico era a magnitude do efecto expulsión orixinado pola política pública sobre o investimento privado. Hoxe en día, o que se debate é se os efectos dalgunhas partidas do gasto público (investimento en infraestructuras, educación pública, I+D, etc.) xeran externalidades que aumentan a produtividade privada. Noutras palabras, o interese no papel do gasto como estabilizador da demanda agregada deixou paso á súa consideración como factor dinamizador do crecemento económico.

Estimulados polo traballo de Aschauer, diversos autores analizaron os efectos do capital público sobre a produción, a produtividade dos factores privados e o crecemento da economía española. En xeral, estes estudos estiman unha alta rendibilidade social dos recursos asignados a aumentar e mellora-las infraestructuras públicas, superior incluso á obtida polo capital productivo privado. E aínda que algúns dos resultados obtidos están en liña cos de Aschauer e Munnell para a economía americana, as elevadas elasticidades estimadas por varios autores suscitan dúbidas sobre a robustez dos valores estimados e as súas implicacións de política económica. Na nosa opinión, a diversidade de series, de períodos mostrais e de métodos de estimación empregados, así como a utilización de variables explicativas e hipóteses impostas diferentes, xustifica plenamente a realización dun novo estudio sobre o tema.

O presente artigo ten un dobre obxectivo: en primeiro lugar, examinar criticamente os resultados obtidos por outros autores e, en segundo lugar, obter novas estimacións da elasticidade da produción privada respecto do capital público, analizando a sensibilidade dos resultados ás series de capital público empregadas, a inclusión de variables omitidas e a elección do período mostral e mailo método de estimación. Nun tema con implicacións tan importantes de política económica, resulta ineludible constata-la robustez da evidencia empírica.

No seu conxunto, os resultados confirman a existencia dunha elasticidade positiva e significativa da produción privada respecto do capital público. En tódolos casos, a inclusión dunha nova variable explicativa, o índice de utilización de capacidade, e a estimación do modelo por métodos alternativos (MCO e MCNL), cando

² Mera (1973), con datos do Xapón, e Ratner (1983), con datos dos Estados Unidos, xa trataran o tema, pero os seus resultados non constataron efectos notables da acumulación de capital público sobre a produtividade privada.

o número de parámetros o permite, non causan grandes diferencias nos parámetros estimados. Sen embargo, a estimación de especificacións distintas (inclusión dunha tendencia, do capital público doutras AA.PP. ou do capital social), aínda que confirma a importancia do capital público, parece indicar que o seu valor se sobreestimou cando se empregaron algunhas series de infraestructuras.

O resto do artigo estruturouse en catro seccións. Na sección 2 resumímo-las achegas principais e os resultados obtidos por diversos autores para a economía española. Na sección 3 especificanse varias ecuacións alternativas da función ampliada de produción e examínase a orde de integración das variables incluídas en cada unha delas. Na sección 4 reproducense aproximadamente os resultados dos distintos autores, analizando a súa sensibilidade ós cambios nas series, definición das variables, períodos mostrais e métodos de estimación. Finalmente, a sección 5 resume os resultados obtidos e examina posibles direccións ás que se podería estender este estudio.

2. BREVE REPASO Á LITERATURA E RESULTADOS PARA O CASO ESPAÑOL

Nesta sección introducímo-la función ampliada de produción e o debate que suscitaron os primeiros resultados obtidos por varios autores para os EE.UU. A continuación, preséntanse e examínanse os resultados máis relevantes alcanzados no caso español.

2.1. A FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN AMPLIADA: PRIMEIROS RESULTADOS

No estudio pioneiro de Aschauer (1989a), o punto de partida é a función de produción ampliada que inclúe o capital público como un factor productivo máis, e que cabe interpretar como un intento de endoxeneizar parcialmente o índice de progreso técnico de Solow (1957). O capital público, sen embargo, non recibe retribución ningunha pola súa produtividade marxinal, sendo a súa achega ó proceso productivo absorbida pola retribución dos factores privados. A función de produción pode expresarse de forma sintética nos seguintes termos:

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t, KG_t)$$

onde Y_t é o valor engadido; A_t o índice de progreso técnico ou produtividade total dos factores; K_t e L_t os servizos de traballo e capital, respectivamente; e KG_t o capital público. Se, seguindo a Aschauer, supoñemos que $F(\cdot)$ é unha función Cobb-Douglas,

$$Y_t = A_t K_t^{\beta_K} L_t^{\beta_L} KG_t^{\beta_G}$$

obtémo-la ecuación básica

$$\text{Ln}Y_t = \text{Ln}A_t + \beta_K \text{Ln}K_t + \beta_L \text{Ln}L_t + \beta_G \text{Ln}KG_t \quad (\text{E.0})$$

onde β_i representa a elasticidade da produción privada respecto do factor i -ésimo. Para estimar esta ecuación, Aschauer incluíu tamén a capacidade de utilización, cu_t , para controla-los efectos do ciclo sobre a produtividade, polo que a ecuación finalmente estimada foi

$$\text{Ln} \frac{Y_t}{K_t} = \text{Ln}A_t + \beta_L \text{Ln} \frac{L_t}{K_t} + (\beta_L + \beta_K - 1) \text{Ln}K_t + \beta_G \text{Ln}KG_t + \beta_{cu} \ln cu_t \quad (\text{ASC})$$

Empregando series de capital público civil (CPC), produción e emprego do sector privado dos EE.UU., Aschauer obtivo un resultado sorprendente: a elasticidade da produción privada respecto do CPC era do 0,4% e a produtividade marxinal do CPC estaba preto do 100%. Baseándose nestes resultados, Aschauer conxecturou que o baixo crecemento da produtividade privada nos EE.UU. entre 1971 e 1985 era precisamente a consecuencia da baixa taxa de crecemento do CPC nese período. Obviamente, a confirmación deste resultado faría da acumulación de capital público un dos instrumentos máis eficaces da política fiscal. Por iso, cuantifica-lo impacto da acumulación de capital público na produtividade privada pasou a ser un tema do máximo interese.

Os estudos posteriores suscitaron serias dúbidas sobre a magnitude (e incluso o signo) do efecto do capital público sobre a produtividade privada e, en consecuencia, puxeron en corentena as implicacións normativas. Aínda que os resultados de Aschauer (1989b), Munnell (1990), García-Mila e McGuire (1992) confirmaban os resultados iniciais de Aschauer³, nin a análise de Hulten e Schwab (1991) do residuo de Solow por rexións, nin os estudos econométricos de Tatom (1991), Holtz-Eakin (1994) e Evans e Carras (1994) detectaron efectos positivos (máis ben, o contrario) do capital público sobre a produtividade privada. Gramlich (1994), Draper e Herce (1994) e Pfähler, Hofmann e Bönnte (1996) ofrecen recentes panorámicas críticas da literatura⁴.

En concreto, varios autores criticaron a utilización de series en niveis⁵ e propuxeron como alternativa diferencia-las series antes de proceder a estima-lo modelo. Munnell (1992) contraargumentou que esta solución era demasiado radical, xa que a diferenciación das series supón asumir que o crecemento da produción de

³ Nos estudos con mostras transversais de Estados obtivéronse elasticidades substancialmente inferiores.

⁴ A conclusión de Pfähler *et al.* (1996) é que a evidencia dispoñible non permite alcanzar ningunha conclusión definitiva sobre o papel do capital público na produción privada. En efecto, a revisión de 40 estudos con datos dos Estados Unidos xera o seguinte balance: o 40% ofrece efectos productivos positivos e significativos, o 44% non detecta ningún efecto positivo e o 16% presenta valores inaceptables por ser moi elevados ou negativos.

⁵ Granger e Newbold (1974) foron os primeiros en mostra-los serios problemas que o emprego de variables integradas pode orixinar ó estimar un modelo.

cada ano depende unicamente do crecemento dos factores ese mesmo ano, hipótese que non ten en conta o carácter de rede do capital público. Noutras palabras, aínda que houbera unha relación a longo prazo entre a produtividade e o capital público, puidera non existir unha relación estable entre o investimento público e o incremento da renda nun intervalo curto de tempo, polo que o estima-lo modelo en diferencias non se captaría a relación a longo prazo.

Posiblemente, a maneira máis apropiada de estimar as relacións a longo prazo entre as variables económicas sexa facendo uso das técnicas de cointegración desenvolvidas por Engle e Granger (1987)⁶. A importancia estatística do concepto de cointegración estriba en que cando as variables non estacionarias dun modelo de regresión están cointegradas, a estimación por MCO continúa tendo boas propiedades. En concreto, a validez das estimacións de modelos en niveis pode decidirse utilizando os contrastes de cointegración que permiten detectar a existencia de relacións espurias, sendo os máis empregados o estatístico ADF, nas estimacións por MCO, e o estatístico *t* do coeficiente do termo de corrección de erro (ECT), nas estimacións por mínimos cadrados non lineais (MCNL) do modelo de corrección de erro (MCE).

2.2. ECUACIÓNS ESTIMADAS E RESULTADOS PARA ESPAÑA

No caso de España, a función ampliada de produción estimouse con dous tipos de datos: Bajo e Sosvilla (1993), Mas *et al.* (1993a), Argimón *et al.* (1994), García-Fontes e Serra (1994) e González-Páramo (1995) utilizaron series temporais agregadas; e García-Fontes e Serra (1994), Mas *et al.* (1993a, 1993b, 1994 e 1996) e De la Fuente (1996) un panel de comunidades autónomas. Aquí pasaremos revista unicamente ós estudos agregados e recollerémos os resultados máis significativos na táboa 1⁷.

Bajo e Sosvilla (1993) estimaron a ecuación (ASC) e outra ecuación lixeiramente distinta

$$\ln \frac{Y_t}{K_t c u_t} = \ln A_t + \beta_L \ln \frac{L_t}{K_t c u_t} + (\beta_L + \beta_K - 1) \ln K_t c u_t + \beta_G \ln K G_t c u_t \quad (\text{BeS})$$

que difire unicamente na forma en que se introduce o índice de utilización de capacidade $c u_t$, especificación xa empregada por Ratner (1983) e Tatom (1991), que supón que son os fluxos de capital privado e de capital público as variables relevantes e non as súas existencias. Sen embargo, dado que ámbolos dous capitais teñen ca-

⁶ Engle e Granger (1987) consideran sete procedementos distintos para contrastar a hipótese nula de non cointegración. Dolado *et al.* (1990) e Anchuelo (1993) proporcionan panorámicas da literatura.

⁷ Flores *et al.* (1994), adoptando un enfoque completamente distinto, estimaron un modelo VAR que confirma a existencia dunha relación de equilibrio a longo prazo entre as variables relevantes: PIB privado, emprego e capital privado e público. Esta relación pódese interpretar como unha función Cobb-Douglas con RCE, onde a elasticidade do PIB privado respecto do capital público é de 0,21, unha cifra similar á obtida por Bajo e Sosvilla.

racterísticas completamente diferentes en canto á súa utilización (o capital privado dificilmente presenta problemas de conxestión no seu uso), a corrección pola capacidade de utilización de ámbolos dous capitais pode resultar excesiva⁸. Nas especificacións (ASC) e (BeS), cando se rexeita a hipótese de que o coeficiente do capital privado é cero e non se rexeita a hipótese de que o coeficiente do capital privado é igual en valor absoluto pero de signo contrario ó do capital público, as ecuacións que hai que estimar, impondo a restricción de rendementos constantes a escala (RCE) nos tres factores, serían respectivamente:

$$\text{Ln} \frac{Y_t}{K_t} = \text{Ln} A_t + \beta_L \text{Ln} \frac{L_t}{K_t} + \beta_G \text{Ln} \frac{KG_t}{K_t} + \beta_{cu} \ln cu_t$$

$$\text{Ln} \frac{Y_t}{K_t cu_t} = \text{Ln} A_t + \beta_L \text{Ln} \frac{L_t}{K_t cu_t} + \beta_G \text{Ln} \frac{KG_t}{K_t}$$

Os autores estiman estas dúas ecuacións seguindo o método de Phillips e Hansen (1990), a fin de obvia-los problemas que suscita a presenza de correlación serial e a posible endoxeneidade do capital público. O período mostral abrangue os anos 1964-88 e as variables empregadas son o PIB privado real a c.f., os asalariados do sector privado e as existencias de capital privado e público. Os valores estimados aparecen nas dúas primeiras columnas da táboa 1. As elasticidades estimadas para o emprego e o capital privado e público son de 0,4, 0,4 e 0,2, aproximadamente, o que supón unha produtividade marxinal do capital público de 0,61, case o dobre que a produtividade do privado (0,36).

García-Fontes e Serra (1994) estiman a ecuación (ASC) por MCO aplicados ás variables en niveis e en primeiras diferencias, procedementos correctos se as variables están cointegradas ou son $I(1)$, respectivamente. As variables que empregan non se definen con claridade, indicando os autores unicamente que aproximan a produción polo PIB (non sabemos se privado ou total) e o capital público por unha serie de infraestruturas obtida de Molinas *et al.* (1991). Ademais, non se aclara qué series empregan para as variables emprego e capital privado (productivo ou total). Os resultados de ámbalas dúas estimacións aparecen nas columnas 3 e 4 da táboa 1. As elasticidades estimadas (0,55 para o emprego, 0,40 para o capital privado e 0,2 para as infraestruturas) son similares ás obtidas por Bajo e Sosvilla.

Mas *et al.* (1993a) estiman a ecuación

$$\text{Ln} \frac{Y_t}{L_t} = \text{Ln} A_t + (\beta_L + \beta_K - 1) \text{Ln} L_t + \beta_K \text{Ln} \frac{K_t}{L_t} + \beta_G \text{Ln} KG_t \quad (\text{MAS})$$

⁸ Andrews e Swanson (1995) defenden a inclusión da taxa de paro para recolle-los efectos do ciclo. O seu argumento baséase en que a taxa de paro, ademais de controla-los posibles efectos do ciclo, permite capta-los efectos de cambios demográficos ou estruturais.

que non inclúe corrección ningunha por utilización de capacidade. Nesta especificación un coeficiente positivo significativo para a variable emprego indica a existencia de rendementos crecentes de escala (RCRE) nos factores privados e, polo tanto, tamén nos tres factores. A ecuación estimouse para o período 1965-1989 aplicando MCO corrixidos por autocorrelación de primeira orde nas seguintes series: PIB neto da produción de servizos non destinados á venda, ocupados na *Encuesta de Población Activa*, e series de capital privado e público (total e productivo) elaboradas polo IVIE para a Fundación BBV (1995). As elasticidades estimadas para o capital público total e productivo aparecen nas columnas 5 e 6, respectivamente. Obsérvase que os resultados obtidos $-0,63-0,59$ para o emprego e $0,61-0,57$ para o capital privado—suxiren a existencia de RCRE incluso nos dous factores privados. Por outra parte, o valor da elasticidade do capital público sobre a produtividade do sector privado é de $0,29$ para o capital público total (columna 5) e de $0,36$ para o capital público productivo (columna 6), valores que de novo supoñen unha produtividade do capital público moi superior á do capital privado.

Argimón *et al.* (1994) estiman a ecuación

$$\text{Ln} \frac{Y_t}{K_t} = \text{Ln} A_t + \beta_L \text{Ln} \frac{L_t}{K_t} + (\beta_L + \beta_K + \beta_G - 1) \text{Ln} K_t + \beta_G \text{Ln} \frac{KG_t}{K_t} \quad (\text{ARG})$$

Nesta especificación, a aceptación de que o parámetro do capital é 0 equivale a aceptar RCE en tódolos factores. Unha das achegas deste traballo é a aproximación do capital público por catro series de infraestructuras en transportes e comunicacións elaboradas por Argimón e Martín (1993): unha serie de infraestructuras para o conxunto das AA.PP. e tres series para o Estado central; a primeira calculada seguindo os criterios da Contabilidade Nacional (CN) e as outras dúas seguindo os criterios da Contabilidade Pública (CP), que exclúen e inclúen, respectivamente, as transferencias de capital. En canto ás restantes variables, os autores empregan as series de produción e de capital privado de Corrales e Taguas (1989) e as series de emprego de García-Perea e Gómez (1994).

Os resultados obtidos para cada serie por MCO e por MCNL para o MCE son moi similares cando se impón a hipótese (aceptada) de RCE nos tres factores⁹. Hai dous resultados sobre os que desexamos chama-la atención. Primeiro, a gran diferenza existente entre os valores estimados cando se emprega a serie das AA.PP. e cando se utiliza calquera das series do Estado. En efecto, para a serie das AA.PP. as elasticidades da produción privada respecto do emprego e as infraestructuras son de $0,36$ e de $0,21$ (columna 7, táboa 1), respectivamente, mentres que para a serie CP restrinxida estes valores son, nesta orde, de $0,31$ e $0,59$ (columna 8, táboa 1). Segundo, as estimacións con series do Estado implican uns valores para a elasticidade respecto do capital privado moi baixos ($0,10$).

⁹ A excepción é a estimación coa serie de capital público do Estado elaborada cos criterios de CP e que inclúe as transferencias de capital do Estado (véxase, Argimón *et al.*, cuadro 2, p. 222).

En canto á evidencia en favor da hipótese de cointegración, os resultados son contradictorios, xa que se os valores do ADF permiten rexeita-la hipótese de cointegración nas estimacións por MCO, os valores do estatístico t do ECT nas estimacións por MCNL levan á súa aceptación para as series do Estado.

Finalmente, queremos menciona-lo estudio de González-Páramo (1995), que presenta novas estimacións da ecuación de Mas *et al.* reformulada en termos do MCE. Os valores estimados (columna 9, táboa 1) varían drasticamente, pasando de 0,29 na estimación orixinal a 0,51 na nova estimación realizada por González-Páramo; discrepancia que o autor lle achaca ó deficiente método de estimación empregado por Mas *et al.* (MCO corrixidos por autocorrelación de primeira orde). É posible, sen embargo, que a razón do elevado coeficiente que obtén González-Páramo sexa que o autor impón RCE nos tres factores, aínda que os resultados de Mas *et al.* indicaban a existencia de RCRE, incluso nos dous factores privados.

Táboa 1.- Estudios con series temporais de nivel agregado

Fonte	Bajo e Sosvilla (A)	Bajo e Sosvilla (B)	García-Fontes e Serra (N)	García-Fontes e Serra (Δ)	Mas <i>et al.</i> KGT	Mas <i>et al.</i> KGPr	Argimón <i>et al.</i>	Argimón <i>et al.</i>	González-Páramo
Ecuación	E.1	E.2	E.1	E.1	E.0	E.0	E.0	E.0	E.0
Cte.	0.45 (191.2)	0.47 (193.6)	-320.24 (-7.73)	0.28 (0.27)					
β_l	0.39 (5518.2)	0.39 (5592.2)	0.59 (10.70)	0.55 (2.91)	0.63	0.59	0.36 (10.46)	0.31 (20.26)	0.16 (2.74)
β_k	0.42	0.43	0.40 (15.64)	0.45 (5.29)	0.61 (9.78)	0.57 (7.69)	0.43	0.10	0.23
β_g	0.19 (76.20)	0.18 (50.28)	0.27 (11.69)	0.18 (1.02)	0.29 (4.52)	0.36 (4.62)	0.21 (2.83)	0.59 (8.34)	0.51 (4.21)
β_{cu}	0.43 (36.17)		0.23 (2.89)	0.24 (2.57)					
R^2	0.99	0.99			0.998	0.998			
AR^2			0.99	0.85					
EER					0.014	0.014	0.012	0.008	0.012
(CR)DW	1.44	1.33			1.76	1.72	1.97	2.22	
(CR)ADF	-4.59*	-4.23*					-2.79	-6.00*	
H.I.	RCE	RCE					RCE TO	RCE TO	RCE TO
H_0			RCE TO: A	RCE TO:A	RCRE:A	RCRE:A			
F- H_0			0.039	0.0004					
Método	P-H	P-H	MCO	MCO	MCO AR(1)	MCO AR(1)	MCNL	MCNL	MCNL
Período	1964-88	1964-88	1969-88	1969-88	1964-89	1964-89	1964-89	1964-89	1964-89

NOTAS: Os valores entre paréntese son estatísticos t , agás nas estimacións de Bajo e Sosvilla que son estatísticos de Wald. EER, erro estándar reg. P-H, Phillips-Hansen; DW, estatístico Durbin Watson; ADF estatístico t para o contraste de estacionariedade dos residuos, RCE TO, rend. ctes. a escala tódolos factores; RCRE, rend. crec. a escala; * sig. ó 10%; ** sig. ó 5% .

2.3. DISCUSIÓN DOS RESULTADOS

Aínda que tanto as técnicas econométricas como as bases de datos utilizadas difiren segundo os traballos dos que se trate, os resultados coinciden en destaca-lo

proceso de acumulación de capital público como un importante factor explicativo do crecemento da economía española. Ademais, case tódolos autores beneficiáronse das críticas econométricas que suscitou o traballo de Aschauer, polo que empregaron técnicas de estimación máis sofisticadas case todos eles. Uns, como García-Fontes e Serra (1994), diferenciando as series; outros, como Bajo e Sosvilla (1993), Argimón *et al.* (1994) e González-Páramo (1995), facendo uso dos contrastes de cointegración. Na maior parte dos casos a hipótese de cointegración acéptase, o que permite rexeita-la hipótese de regresións espurias e asegura-la consistencia dos estimadores en niveis.

Agora ben, as estimacións que aparecen na táboa 1 son insatisfactorias cando menos en dous aspectos. En primeiro lugar, os valores estimados son demasiado elevados para ser cribles¹⁰. En segundo lugar, existen diferencias moi importantes entre os valores estimados por diversos autores: 0,18 (Bajo e Sosvilla, columna 1) e 0,59 (Argimón *et al.*, columna 8). ¿A que cabe achacar estas diferencias? ¿Son robustos os altos valores obtidos por algúns autores? Xa se mencionou que o traballo de González-Páramo intenta responder parcialmente a estas preguntas, estimando de novo por MCNL os modelos doutros autores; pero a súa conclusión de que as diferencias nos resultados se lle poden achacar ó método de estimación utilizado e non ás diferentes series de capital público empregadas non parece convincente no caso de Mas *et al.*, como xa advertimos, e, por outra parte, Bajo e Sosvilla xa utilizaran un método de estimación que lles permitiu evita-la obtención de resultados espurios. Polo tanto, o traballo de González-Páramo non resolve, na nosa opinión, os problemas xa detectados: unha moi baixa elasticidade respecto do capital privado e unha disparidade de estimacións da elasticidade respecto do capital público que, ademais, nalgúns casos resultan moi elevadas para ser razoables, como o propio autor recoñece.

En suma, a pesar dos estudos realizados aínda subsisten considerables discrepancias con respecto a cáles son as elasticidades dos distintos factores, á existencia ou non de rendementos constantes –nos factores privados ou nos tres factores–, e á incerteza acerca da sensibilidade dos resultados á inclusión de variables que controlan a influencia do ciclo e ó período da mostra. Na nosa opinión, a evidencia acumulada non permite resolver ningunha destas cuestións e esixe unha revisión polo miúdo que explore sistematicamente a especificación da ecuación que hai que estimar, a validez dos métodos de estimación, o emprego de series adecuadas e a súa análise.

¹⁰ Posto que o cociente produción privada respecto do capital público era aproximadamente igual a 2 en 1991, estimacións da elasticidade do capital público no intervalo [0.2-0.6] implican productividades do capital público entre o 40 e o 120%. Este valor, ademais de ser moito máis alto có correspondente ó capital privado (20%), suxire que en moitos casos a sociedade podería recupera-lo custo do investimento (incluíndo posibles perdas de benestar producidas polos efectos de distorsión dos impostos) no prazo dun ano. Hai que notar que, se consideramos exclusivamente as infraestruturas, as productividades aínda serían máis elevadas.

3. ECUACIONES POR ESTIMAR E ESPECIFICACIONES ECONOMETRICAS

Nesta sección preséntanse varios modelos alternativos para contrastar a hipótese do capital público e estúdanse as distintas series utilizadas para estimar a función de produción ampliada da economía española.

3.1. ECUACIONES POR ESTIMAR

O obxectivo deste traballo é estimar os efectos productivos do capital público sobre a produción privada na economía española. O punto de partida é a ecuación básica E.0, que permite obter diversas especificacións dependendo das variables incluídas e a hipótese sobre rendementos a escala que se desexa contrastar ou impoñer. Se, seguindo a Aschauer (1989a), incluímos a capacidade de utilización para controlar os efectos do ciclo sobre a produtividade, obtémose a expresión

$$\text{Ln}Y_t = \text{Ln}A_t + \beta_K \text{Ln}K_t + \beta_L \text{Ln}L_t + \beta_G \text{Ln}KG_t + \beta_{cu} \ln cu_t \quad (\text{E.1})$$

Alternativamente, a capacidade de utilización pode introducirse, como en Tatom (1991), modificando os fluxos de capital privado e de capital público derivados das correspondentes existencias

$$\text{Ln}Y_t = \text{Ln}A_t + \beta_K \text{Ln}K_t cu_t + \beta_L \text{Ln}L_t + \beta_G \text{Ln}KG_t cu_t \quad (\text{E.2})$$

Finalmente, cabe empregar unha terceira especificación que unicamente corrixa o capital privado polo índice de utilización

$$\text{Ln}Y_t = \text{Ln}A_t + \beta_K \text{Ln}K_t cu_t + \beta_L \text{Ln}L_t + \beta_G \text{Ln}KG_t \quad (\text{E.3})$$

Alternativamente, é posible volver parametrizar as ecuacións anteriores de forma que poidamos contrastar o tipo de rendementos asociados ós *inputs* privados e á totalidade dos *inputs* (privados e públicos)¹¹.

¹¹ Por exemplo, a fin de contrastar o tipo de rendementos a escala nos *inputs* privados, podemos reparametrizar as ecuacións anteriores co que obteremos as seguintes expresións,

$$\text{Ln} \frac{Y_t}{K_t} = \text{Ln}A_t + \beta_L \text{Ln} \frac{L_t}{K_t} + (\beta_L + \beta_K - 1) \text{Ln}K_t + \beta_G \text{Ln}KG_t + \beta_{cu} \ln cu_t \quad (\text{E.1}' \text{ ou ASC})$$

$$\text{Ln} \frac{Y_t}{K_t cu_t} = \text{Ln}A_t + \beta_L \text{Ln} \frac{L_t}{K_t cu_t} + (\beta_L + \beta_K - 1) \text{Ln}K_t cu_t + \beta_G \text{Ln}KG_t cu_t \quad (\text{E.2}' \text{ ou BeS})$$

$$\text{Ln} \frac{Y_t}{K_t cu_t} = \text{Ln}A_t + \beta_L \text{Ln} \frac{L_t}{K_t cu_t} + (\beta_L + \beta_K - 1) \text{Ln}K_t cu_t + \beta_G \text{Ln}KG_t \quad (\text{E.3}')$$

A non significatividade do parámetro do capital privado ($\beta_L + \beta_K - 1$) será indicio da presenza de rendementos a escala constantes asociados ós *inputs* privados. Se esta hipótese se rexeita e a hipótese de que o valor deste parámetro é de signo oposto e similar en magnitude ó valor estimado β_G , as ecuacións poderíanse estimar de novo impoñendo RCE nos tres factores.

3.2. FONTES ESTADÍSTICAS E ANÁLISES DAS SERIES

Para estima-las ecuacións anteriores empréganse diversas series agregadas que cobren o período 1964-1991 ou o subperíodo 1964-88. O lector interesado pode consulta-lo apéndice no que se describen as series empregadas máis polo miúdo.

Nas réplicas das estimacións de Bajo e Sosvilla (1993), García-Fontes e Serra (1994) e Argimón *et al.* (1994) empregáronse as series de capital privado productivo e produción privada de Corrales e Taguas (1989). A serie de emprego do sector privado é a serie enlazada por García Perea e Gómez (1994), usándose neste estudo a media anual das súas observacións trimestrais. En canto ó capital público, emprégase a serie de capital total das Administracións Públicas de Corrales e Taguas e os catro conceptos de infraestructuras de Argimón e Martín (1993). Por iso non podemos esperar replicar exactamente os resultados de Bajo e Sosvilla ou de García-Fontes e Serra, que utilizan series de emprego diferentes.

Para analizármolos resultados de Mas *et al.*, empregámo-las series de produción privada proporcionadas polo INE (Contabilidade Nacional, 1992) e de emprego de García-Perea e Gómez. As series de capital privado e de capital público proveñen do estudio financiado pola Fundación BBV (1995) e constitúe unha estimación alternativa e máis desagregada cás series de Corrales e Taguas.

Xa se mencionou o considerable perigo de obter regresións espurias se as series non son estacionarias e a posible saída ó problema que se perfila: explota-los resultados das análises de cointegración en lugar de estima-los modelos en diferencias¹². Na práctica, o método que hai que seguir é sinxelo: se as variables analizadas están integradas e ó estima-la ecuación en niveis acéptase a hipótese de que as variables están cointegradas, os estimadores dos parámetros de poboación son superconsistentes e a ecuación capta a relación a longo prazo. O primeiro paso, polo tanto, consiste en analiza-lo carácter estacionario ou integrado de tódalas variables incluídas nas ecuacións E.1, E.2, e E.3. A táboa 2 resume as principais conclusións respecto da orde de integrabilidade das series ó aplica-lo contraste aumentado de Dickey-Fuller (ADF) no que a hipótese nula é a existencia dunha raíz unitaria¹³. Deles despréndese que só as series corrixidas pola capacidade de utilización e a serie de capacidade de utilización son claramente $I(1)$. En canto ó resto das series, a evidencia dispoñible non é determinante, aínda que hai unha certa evidencia en favor da súa inclusión como series $I(2)$. Estes resultados indican que nas ecuacións E.0 e E.1 algunhas series son $I(2)$ e outras son claramente $I(1)$, polo que as conclusións obtidas con ámbalas dúas especificacións deben tomarse con prudencia, xa que se pretende explicar variables $I(2)$ utilizando variables explicativas que son

¹² A estimación das ecuacións propostas en primeiras diferencias presenta dúas importantes desvantaxes, como destacan Pfähler, Hofmann e Bönnte (1996). En primeiro lugar, é unha solución adecuada só se as series temporais son $I(1)$; é dicir, integradas de orde un. En segundo lugar, esta solución non permite capta-la posible relación a longo prazo, feito especialmente preocupante se, como é presumible, os efectos productivos do capital público se materializan a longo prazo.

¹³ O lector interesado pode consulta-lo traballo de Fernández e Polo (1999a) no que se presenta polo miúdo a aplicación dos contrastes de raíces unitarias desenvolvidos por Dickey e Fuller (1981).

$I(1)$, o que imposibilita a interpretación dos resultados como os valores de equilibrio a longo prazo entre as variables. Pola contra, tódalas variables incluídas nas ecuacións E.2 e E.3 son claramente $I(1)$, podendo estar cointegradas.

Táboa 2.- Contraste de raíces unitarias

BASE 80			BASE 80		
	$I(1)$	$I(2)$		$I(1)$	$I(2)$
Producto-capital privado ($y-kp$)	X*		Producto-capital privado ($y-kp-cu$)	X	
Emprego-capital privado ($l-kp$)	X		Emprego-capital privado ($l-kp-cu$)	X	
Capital privado (kp)		X	Capital privado ($kp-cu$)	X	
Capacidade de utilización (cu)	X		Capacidade de utilización (cu)	X	
Capital público-capital privado ($kg-kp$)			Capital público-capital privado ($kg-kp-cu$)		
AA.PP. (MOISEES)	X*		AA.PP. (MOISEES)	X	
AA.PP. (Argimón <i>et al.</i>)		X	AA.PP. (Argimón <i>et al.</i>)	X	
Estado (cn) (Argimón <i>et al.</i>)	X		Estado (cn) (Argimón <i>et al.</i>)	X	
Estado (cp) (Argimón <i>et al.</i>)	X		Estado (cp) (Argimón <i>et al.</i>)	X	
Estado (cp con tk) (Argimón <i>et al.</i>)	X		Estado (cp con tk) (Argimón <i>et al.</i>)	X	
BASE 90			BASE 90		
Producto-capital privado ($y-kp$)	X*		Producto-capital privado ($y-kp-cu$)	X	
Emprego-capital privado ($l-kp$)		X	Emprego-capital privado ($l-kp-cu$)	X	
Capital privado (kp)		X	Capital privado ($kp-cu$)	X	
Capital público-capital privado ($kg-kp$)			Capital público-capital privado ($kg-kp-cu$)		
AA.PP. total (IVIE)		X	AA.PP. total (IVIE)	X	
AA.PP. productivo (IVIE)	X*		AA.PP. productivo (IVIE)	X	
Sector público total (IVIE)	X		Sector público total (IVIE)	X	
Infraestructura AA.PP. (IVIE)	X		Infraestructura AA.PP. (IVIE)	X	

* Ó 10% de significación.

O seguinte paso foi, precisamente, determinar se existe unha relación de cointegración entre as variables presentes nas ecuacións E.2 e E.3 seguindo a metodoloxía de Engle e Granger (1987). En primeiro lugar, estímase por MCO a regresión en niveis das variables hipoteticamente cointegradas. A continuación, compróbase a existencia dunha raíz unitaria nos residuos da regresión. Se os residuos da regresión son estacionarios, a regresión en niveis pode aceptarse como a relación a longo prazo.

Alternativamente, se supoñémo-la existencia dunha relación de cointegración pero estamos interesados en obter información sobre a relación a curto prazo, pódese estimar por MCNL o modelo de MCE que inclúe os residuos retardados como termo de corrección de erro. Noutras palabras, o modelo de MCE permite modelalo curto prazo sen perde-la información sobre a relación de equilibrio a longo prazo. Por outra parte, o contraste de cointegración que permite efectuar é máis potente có baseado no estatístico ADF¹⁴.

¹⁴ Banerjee *et al.* (1993) mostraron que o contraste ADF sobre os residuos das estimacións por MCO pode ser pouco potente. En Argimón *et al.* (1994) e Fernández e Polo (1999a) explícanse brevemente ámbolos dous contrastes de cointegración e aplicanse a diversas especificacións da función de produción ampliada da economía española.

4. O CAPITAL PÚBLICO E A FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN PRIVADA: RESULTADOS

Nas táboas que a continuación se presentan inclúense, a carón da estimación orixinal e a nosa estimación que aproxima os resultados orixinais, outras estimacións que permiten analiza-la sensibilidade daqueles ó incluír variables omitidas, modifica-lo período mostral, elimina-las hipóteses impostas ou varia-lo método de estimación. O obxectivo da nosa investigación non é replica-los resultados xa obtidos, senón examina-la solidez das conclusións avanzadas por cada investigador¹⁵.

4.1. ESTIMACIÓN COAS SERIES DE CAPITAL PÚBLICO DE CORRALES E TAGUAS

As táboas 3 e 4 presentan as estimacións obtidas coas series de capital público de Corrales e Taguas. Lembramos que esta serie tamén foi a que empregaron Bajo e Sosvilla e a que serviu de base para o cálculo da serie de infraestructuras de García-Fontes e Serra.

4.1.1. Bajo e Sosvilla

Nas columnas 1 e 6 da táboa 3 preséntanse as estimacións de Bajo e Sosvilla das ecuacións E.1 e E.2 baixo a hipótese aceptada de RCE nos tres factores polo método de Phillips e Hansen. Nas columnas 2 e 7 preséntanse as nosas estimacións de ámbalas dúas ecuacións por MCO baixo a mesma hipótese imposta, sendo os valores estimados moi similares ós orixinais, aínda que os coeficientes do capital público son algo máis altos. Sen embargo, ó estima-las ecuacións sen impoñer RCE nos tres factores (columnas 3 e 8), os coeficientes do emprego elévanse considerablemente e a hipótese de RCE resulta claramente rexeitada na especificación E.1 e, aínda que non con tanta contundencia, tamén na E.2. O coeficiente do capital público aumenta lixeiramente, polo que as diferencias respecto dos resultados orixinais se acentúan. Por outra parte, os estatísticos ADF, especialmente para a especificación E.2, suxiren que as variables están cointegradas, polo que a estimación en niveis resulta apropiada. Obsérvase que a inclusión dunha tendencia determinista (columnas 4 e 9 da táboa 3) non resulta significativa, aínda que na especificación E.2, para a que o estatístico t é máis elevado, si reduce o tamaño e a significatividade do parámetro do capital público.

¹⁵ Xa mencionamos que nalgúns casos se empregaron series distintas ás orixinais debido á dispoñibilidade de novas series máis fiables ou porque os autores non precisan suficientemente as series empregadas. Por iso, os nosos resultados unicamente pretenden aproxima-los resultados orixinais como punto de partida da análise posterior.

Os resultados de estima-lo MCE aparecen nas columnas 5 e 10. En ámbolos dous casos obsérvase unha caída do coeficiente do capital privado e un aumento dos coeficientes do emprego e do capital público, resultados coincidentes cos obtidos por González-Páramo (1995) ó volver estimar especificacións doutros autores por MCNL. Cómpre non esquecer que os resultados por MCNL, ó aplicarse a un período mostral curto e requirir a estimación dun número elevado de parámetros, son moi sensibles a variacións na especificación do modelo como, por exemplo, á inclusión dunha tendencia determinista. En todo caso, o estatístico do ECT suxire a existencia dunha relación a longo prazo en ámbolos dous casos¹⁶.

En conxunto, estas estimacións poñen de manifesto a existencia dun efecto substancial do capital público sobre a produtividade privada. A elasticidade obtida ó aplicar MCO sitúase en torno a 0,30 e os elevados valores obtidos por MCNL cómpre tomalos con precaución polas razóns xa expostas.

Táboa 3.- Bajo e Sosvilla (1993)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ecuación	Orixinal	E.1+RCE	E.1	E.1+T	E.1+MCE	Orixinal	E.2+RCE	E.2	E.2+T	E.2+MCE
Cte.	0.45 (191.2)	7.28 (155.40)	5.71 (12.11)	6.07 (9.46)		0.47 (193.6)	7.31 (196.08)	6.58 (15.37)	5.74 (8.09)	
<i>T</i>				-0.005 (-0.82)					0.007 (1.46)	
<i>E</i>	0.39 (5518.2)	0.34 (50.45)	0.50 (10.38)	0.41 (3.34)	0.49 (7.09)	0.39 (5592.2)	0.34 (62.12)	0.41 (9.48)	0.57 (4.85)	0.56 (8.54)
<i>KP</i>	0.42	0.42	0.38 (15.64)	0.37 (5.29)	0.30 (9.78)	0.43	0.41	0.39 (12.94)	0.39 (13.22)	0.16 (2.35)
<i>KG</i>	0.19 (76.20)	0.24 (8.18)	0.29 (10.11)	0.38 (3.63)	0.39 (9.47)	0.18 (50.28)	0.25 (8.65)	0.28 (8.34)	0.18 (2.32)	0.52 (7.57)
<i>CU</i>	0.43 (36.17)	0.57 (5.93)	0.40 (4.22)	0.39 (9.45)	0.50 (4.84)					
Método	P-H	MCO	MCO	MCO	MCE	P-H	MCO	MCO	MCO	MCE
R^2	0.99	0.998	0.998	0.998	0.924	0.99	0.998	0.998	0.998	0.960
SE		0.012	0.010	0.010	0.008		0.012	0.012	0.011	0.007
SSR		3.212	2.062	1.991	0.954		3.360	2.952	2.668	0.839
DW	1.44	1.26	1.64	1.65	2.12	1.33	1.49	1.80	1.72	2.65
ADF	-4.59**	-3.30	-4.51	-4.64		-4.23**	-3.75*	-4.61**	-4.13	
ECT					-4.84**					-5.30**
Período	1964-88	1964-88	1969-88	1969-88	1964-88	1964-88	1964-88	1964-88	1964-88	1964-88

NOTAS: ver notas da táboa 1; R^2 coeficiente de determinación; SE erro estándar; SSR, suma cadrados residuos; ECT estatístico *t* do termo de corrección de erro λ do MCE; *significativo ó 10%; **significativo ó 5%.

VARIABLES: dependente: produción privada real a c.f. de Corrales e Taguas (CeT); independentes: *E* emprego privado de García Perea e Gómez (GPeG); *KP* capital productivo privado, *KG* capital público total e *CU* capacidade de utilización (CeT).

¹⁶ Aínda que non presentámo-los resultados, ademais das especificacións E.1 e E.2 utilizamos tamén a E.3 para ver cál explica mellor os datos dispoñibles. Neste último caso, os coeficientes estimados son semellantes ós obtidos ó estimar E.1 e E.2, resultando de novo rexeitada a hipótese de RCE nos tres factores e a non significatividade do coeficiente estimado do progreso técnico. Igualmente, os valores dos ADF non permiten rexeita-la hipótese de que as variables están cointegradas.

4.1.2. García-Fontes e Serra

Na táboa 4 aparecen os valores estimados dos parámetros da ecuación E.1 obtidos por García-Fontes e Serra (1994) en niveis para varias especificacións. Xa se mencionou que as variables empregadas neste traballo non están claramente definidas polo que, para intentar replicar aproximadamente ós resultados orixinais, probamos con diversas series e obtivémo-los mellores resultados cando empregámo-las de produción e emprego total (privado máis público) e capital privado e capital público de Corrales e Taguas. Os valores que aparecen nas columnas 2 e 8 da táboa 4 corresponden á nosa estimación da ecuación E.1, podéndose comprobar que son moi similares ós valores orixinais.

Táboa 4.- García-Fontes e Serra (1994)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ecuación	Orixinal	E.1	E.1	E.1	E.1+T	E.1+MCE	Orixinal	E.1+Δ	E.2	E.2+T
Cte.	-320.24 (-7.73)	-2.44 (-4.69)	-1.36 (-2.29)	-1.10 (-1.85)	-2.24 (-2.74)		0.28 (0.26)	0.003 (0.34)	0.81 (1.52)	-1.10 (-1.38)
T					0.01 (1.91)					0.011 (2.92)
E	0.59 (10.70)	0.60 (11.42)	0.51 (7.88)	0.49 (7.43)	0.72 (5.10)	0.33 (34.14)	0.55 (2.91)	0.60 (3.04)	0.32 (5.75)	0.65 (5.30)
KP	0.40 (15.64)	0.38 (14.14)	0.37 (12.30)	0.37 (11.76)	0.39 (12.35)	0.31	0.45 (5.29)	0.45 (4.69)	0.36 (11.68)	0.36 (13.71)
KG	0.27 (11.69)	0.29 (12.89)	0.30 (9.92)	0.29 (9.46)	0.09 (0.83)	0.36 (12.75)	0.18 (1.02)	0.18 (0.92)	0.29 (8.95)	0.11 (1.51)
CU	0.23 (2.89)	0.21 (2.31)	0.27 (2.77)	0.28 (2.73)	0.31 (3.15)	0.42 (5.41)	0.24 (2.57)	0.22 (2.38)		
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCE	MCO	MCO	MCO	MCO
R ²	0.99	0.998	0.998	0.998	0.998	0.99	0.85	0.87	0.998	0.968
SE		0.008	0.011	0.011	0.010	0.007		0.011	0.012	0.011
SSR		0.935	2.240	2.446	2.053	0.713		2.256	3.091	2.169
DW		2.07	1.24	1.22	1.53	2.22		2.65	1.62	1.74
ADF		-4.90*	-4.55*	-4.62*	-5.10**				-4.36*	-4.16*
ECT						-5.82**				
Período	1969-88	1969-88	1969-88	1964-88	1964-88	1964-88	1969-88	1969-88	1964-88	1964-88

NOTAS: ver notas da táboa 3.
 VARIABLES: dependente: produción privada real a c.f. de Corrales e Taguas (CeT); independentes: E emprego de García Perea e Gómez (GPeG); KP capital privado, KG capital público total e CU capacidade de utilización (CeT).

A táboa 4 inclúe, ademais, as seguintes estimacións: na columna 3 empregáronse idénticas variables pero un período máis longo; na columna 4, o período máis longo e a serie de emprego de García-Perea e Gómez; na columna 5 incluíuse unha tendencia; e na columna 6 os valores obtidos por MCNL. Estas estimacións poñen de manifesto que a extensión da mostra e a serie de emprego utilizada non inflúen nos valores estimados do coeficiente do capital público ou privado. Pola contra, ó incluí-la tendencia redúcese o valor e a significación do coeficiente do capital público, mentres que ó estima-lo MCE se incrementa algo este coeficiente. Os valores do estatístico ADF e do estatístico *t* do ECT suxiren a existencia dunha relación de

cointegración entre as variables propostas. Por iso a táboa 4 inclúe unicamente os valores orixinais e a nosa réplica para a especificación en diferencias, constatándose que os valores estimados se manteñen nos seus valores habituais (columnas 7 e 8). Por último, presentamos para estas mesmas series os valores estimados dos parámetros da especificación E.2 utilizando o capital privado productivo en lugar do capital privado total. Na regresión por MCO (columnas 9), os coeficientes estimados para o capital público mantéñense en torno a 0,30, en tanto que se reducen considerablemente os valores estimados dos coeficientes do emprego. Neste caso, a inclusión dunha tendencia reduce substancialmente o coeficiente do capital público e a estimación do MCE reproduce os resultados xa coñecidos: unha forte redución do coeficiente do capital privado e unha substancial elevación do coeficiente do capital público.

4.1.3. Conclusións

Os resultados máis significativos que se alcanzan son os seguintes: primeiro, existe evidencia de cointegración entre as variables na maioría das especificacións; segundo, o coeficiente do capital público nas estimacións por MCO sitúase en torno ó 0,30 e nas estimacións por MCNL do MCE en torno ó 0,40; e, terceiro, a inclusión dunha tendencia esóxena tende a reducir substancialmente o coeficiente do capital público. Así mesmo, estes resultados non parecen depender da serie de emprego ou de capital privado utilizada.

4.2. ESTIMACIÓNS COAS SERIES CAPITAL PÚBLICO DE ARGIMÓN E MARTÍN

As estimacións orixinais de Argimón *et al.* (1994) da ecuación E.0 con RCE aparecen nas columnas 1 das táboas 5 e 6, o primeiro para a serie das AA.PP. e o segundo para a serie do Estado elaborada co mesmo criterio (CN).

Nas columnas 2 das táboas 5 e 6 comprobamos que, ó estimar por MCO baixo a hipótese de RCE nos tres factores, obtemos coa mostra uns resultados case idénticos ós orixinais, manténdose os elevados valores do coeficiente do capital público para a serie do Estado e os baixos valores do ADF en ámbolos dous casos. Por iso, resulta natural modifica-la especificación en busca de resultados máis satisfactorios.

Unha primeira observación é que ó estima-la ecuación E.0 sen restriccións se rexeita a hipótese de RCE nos tres factores (columnas 3, táboas 5 e 6). En segundo lugar, a inclusión da capacidade de utilización (ecuacións E.1 e E.2) mellora os valores do estatístico ADF para a serie das AA.PP. (columnas 4-6 da táboa 5) e a inclusión da tendencia reduce drasticamente o coeficiente estimado do capital público para a serie do Estado (columna 6, táboa 6) e eleva o estatístico ADF.

Táboa 5.- Argimón *et al.* I. Capital público en infraestructuras das AA.PP.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ecuación	Orixinal	E.0+RCE	E.0	E.1	E.2	E.2+T	E.2+MCE	E.3	E.3+T	E.3+MCE
Cte.		5.89 (37.37)	3.87 (7.46)	5.01 (10.56)	6.10 (13.14)	5.33 (8.96)		5.16 (12.54)	5.25 (10.86)	
T						0.007 (1.93)			-0.002 (-0.36)	
E	0.35 (45.26)	0.34 (39.42)	0.50 (12.11)	0.40 (9.71)	0.29 (7.83)	0.52 (4.23)	0.31 (25.91)	0.38 (11.78)	0.34 (2.70)	0.44 (12.71)
KP	0.44	0.43	0.41 (15.34)	0.43 (20.91)	0.45 (18.02)	0.42 (15.69)	0.42 -	0.43 (21.21)	0.43 (18.76)	0.35 (9.09)
KG	0.21 (6.52)	0.23 (6.06)	0.28 (8.85)	0.27 (10.94)	0.25 (8.24)	0.15 (2.58)	0.27 (6.75)	0.27 (11.14)	0.29 (4.11)	0.35 (8.58)
CU				0.37 (4.18)						
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCE	MCO	MCO	MCO
R ²		0.996	0.997	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.999	0.951
SE	0.016	0.017	0.013	0.009	0.012	0.011	0.010	0.009	0.009	0.008
SSR		6.007	3.389	1.807	3.009	2.538	1.804	1.845	1.833	0.996
DW	0.71	0.706	1.33	1.78	1.83	1.80	1.98	1.84	1.85	1.79
ADF	-2.38	-2.23	-3.49	-4.55*	-4.40*	-4.54		-4.65**	-4.58**	
ECT							-3.96**			-5.37**
Período	1969-89	1969-88	1969-88	1964-88	1964-88	1964-88	1969-88	1969-88	1964-88	1964-88

NOTA: ver notas da táboa 3.

Táboa 6.- Argimón *et al.* II. Capital público en infraestructuras do Estado

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ecuación	Orixinal	E.0+RCE	E.0	E.1	E.2	E.2+T	E.2+MCE	E.3	E.3+T	E.3+MCE
Cte.		4.29 (11.68)	3.81 (5.99)	4.79 (6.37)	6.73 (10.18)	4.76 (8.69)		4.65 (6.65)	4.10 (7.52)	
T						0.013 (5.63)			0.011 (4.09)	
E	0.22 (10.86)	0.21 (8.65)	0.25 (4.90)	0.18 (3.21)	0.08 (1.24)	0.60 (5.95)	0.20 (3.89)	0.20 (4.91)	0.57 (6.04)	0.25 (4.91)
KP	0.18	0.16	0.16 (2.43)	0.21 (3.15)	0.31 (4.26)	0.32 (6.75)	0.20	0.21 (3.37)	0.27 (5.45)	0.11 (1.04)
KG	0.60 (7.74)	0.63 (6.98)	0.63 (7.01)	0.58 (6.65)	0.45 (4.49)	0.20 (2.63)	0.60 (3.23)	0.57 (6.78)	0.30 (3.33)	0.69 (5.00)
CU				0.28 (2.10)						
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCE	MCO	MCO	MCE
R ²		0.997	0.997	0.998	0.996	0.998	0.870	0.997	0.998	0.907
SE	0.014	0.015	0.015	0.014	0.017	0.011	0.011	0.014	0.010	0.008
SSR		4.992	4.799	3.929	6.496	2.514	2.246	3.994	2.174	1.506
DW	1.28	1.18	1.22	1.09	1.11	1.77	2.23	1.09	1.64	1.97
ADF	-3.79*	-3.29	-3.49	-3.50	-3.10	-4.59**		-3.40	-4.33*	
ECT							-2.97			-3.80*
Período	1964-89	1964-88	1964-88	1964-88	1964-88	1964-88	1969-88	1969-88	1964-88	1964-88

NOTA: ver notas da táboa 3.

En definitiva, a conclusión que podemos extraer das estimacións presentadas nas táboas 5 e 6 é que para as series de capital do Estado a especificación empregada por Argimón *et al.* non é a máis satisfactoria. A ecuación E.2 proporciona estimacións máis satisfactorias cando inclúen unha tendencia esóxena que reduce a elasticidade da produtividade privada respecto do capital público a valores máis razoables (0,2-0,3), similares ós obtidos para outras series de capital¹⁷.

Argimón *et al.* presentan tamén resultados que suxiren que o capital das AA.PP. territoriais (APT)¹⁸ non lle afectan á produtividade do sector privado (columnas 1 e 4, táboa 7). Este feito, segundo os autores, explicaría o baixo coeficiente obtido para o capital público cando se emprega a serie das AA.PP., sen embargo os resultados que presentamos na táboa 7 contradín esta conclusión. Obsérvase que, aínda que o coeficiente do capital das APT non é significativo cando se impón RCE (columna 2), resulta significativo cando se volve estimar sen esta restricción (columna 3). Aínda máis importante, a significatividade mantense mesmo cando se introduce o capital do Estado (columna 6), reducíndose notablemente os seus coeficientes e acentuándose estes efectos cando se estiman as ecuacións E.2 e E.3 (columnas 7 e 8). Certamente, os resultados indican aínda que a elasticidade da produción respecto do capital das APT é inferior á do Estado (agás para a ecuación E.2), feito que podería reflectir a escasa importancia dos investimentos realizados polas APT ata mediados dos 80. De todos modos, a falta de evidencia de cointegración nas estimacións que inclúen unicamente o capital público das APT non permite obter conclusións definitivas.

Finalmente, queremos examina-la hipótese de se só as infraestruturas teñen un impacto apreciable sobre a produtividade privada, como suxiren os elevados valores estimados por Argimón *et al.* para as series de infraestruturas do Estado, en comparación cos valores moito máis baixos obtidos por Bajo e Sosvilla, García-Fontes e Serra e Mas *et al.* utilizando series máis amplas de capital público. Na táboa 7 preséntanse tamén os resultados de estimación da ecuación E.2 co capital público social (CPS), definido como a diferenza entre as series de capital público total e a serie de infraestruturas das AA.PP. Os resultados máis significativos son, primeiro, a relevancia do capital público social; e, segundo, a redución do valor estimado do coeficiente da variable infraestruturas do Estado, que é incluso negativo aínda que non significativo. Estes resultados, confirmados pola estimación da especificación E.3, reforzan a nosa impresión de que os elevados coeficientes estimados por Argimón *et al.* para as infraestruturas do Estado son consecuencia da omisión de variables relevantes.

¹⁷ Un resultado similar obtense coa especificación E.3.

¹⁸ As APT comprenden tódalas AA.PP. a excepción do Estado.

Táboa 7.- Argimón *et al.* III

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)		(8)	(9)	(10)
Ecuac.	Orixinal	E.0+RCE	E.0	Orixinal	E.0+RCE	E.0	E.2		E.2	E.2	E.2
Cte.			3.67 (5.97)			3.40 (6.12)	5.49 (11.07)	Cte.	4.39 (7.16)	5.23 (3.88)	4.33 (6.39)
<i>E</i>	0.46 (9.84)	0.45 (9.26)	0.74 (11.34)	0.21 (7.12)	0.20 (7.11)	0.53 (5.21)	0.52 (5.58)	<i>E</i>	0.45 (9.65)	0.37 (3.17)	0.46 (5.09)
<i>KP</i>	0.52	0.51	0.52 (31.65)	0.12	0.11	0.33 (4.18)	0.51 (8.32)	<i>KP</i>	0.38 (11.50)	0.41 (7.19)	0.39 (7.22)
<i>KG_{EST}</i>				0.67 (7.23)	0.69 (7.79)	0.33 (2.59)	0.05 (0.48)	<i>KG_{INFR}</i>		0.12 (0.70)	-0.03 (-0.21)
<i>KG_{APT}</i>	0.02 (0.67)	0.04 (1.12)	0.06 (7.48)	0.007 (0.88)	0.01 (1.57)	0.04 (3.04)	0.06 (5.29)	<i>KG_{SOC}</i>	0.29 (8.24)	0.14 (0.70)	0.30 (4.82)
Método	MCE	MCE	MCO	MCE	MCE	MCO	MCO	Método	MCO	MCO	MCO
<i>R</i> ²	0.697	0.765	0.997	0.868	0.918	0.998	0.998	<i>R</i> ²	0.998	0.998	0.998
SE	0.012	0.012	0.014	0.008	0.008	0.012	0.012	SE	0.012	0.012	0.012
SSR		2.725	4.379		0.935	3.280	2.710	SSR	3.010	2.937	3.003
DW		2.32	1.09		1.94	1.41	1.87	DW	1.76	1.82	1.75
ADF			-3.47			-4.43	-4.95*	ADF	-4.57**	-4.65*	-4.56*
ECT	-2.08	-1.97		-5.77**	6.26**			ECT			
Período	1964-89	1964-88	1964-88	1964-89	1964-88	1964-88	1964-88	Período	1964-88	1964-88	1964-88

NOTAS: ver notas táboa 3; *KG_{EST}* capital público en infraestructuras do Estado; *KG_{APT}* capital público AA.PP. territoriais; *KG_{INFR}* capital público infraestructuras e *KG_{SOC}* capital público social.

4.3. RESULTADOS COAS SERIES DE CAPITAL PÚBLICO DA FUNDACIÓN BBV

Para analizármolos resultados de Mas *et al.* empregámo-las series utilizadas polos autores¹⁹, a excepción da serie de emprego que, no noso caso, é a serie enlazada de García-Perea e Gómez. En concreto, utilízanse cinco series de capital público: infraestructuras (estradas e portos), capital productivo (infraestructuras máis infraestructuras hidráulicas e estruturas urbanas), capital público social (capital en sanidade e educación), capital total das AA.PP. (capital productivo máis capital social) e capital público total (capital total AA.PP. máis o capital dos organismos autónomos). En cobertura, a serie de infraestructuras das AA.PP. é comparable á serie correspondente de Argimón *et al.* e utilízamola para ver se se obteñen coeficientes tan elevados como os que obteñan estes autores.

Nas táboas 8 e 9 preséntanse os valores estimados para as series de capital total das AA.PP. e capital productivo das AA.PP. Na columna 1 aparecen os valores orixinais de Mas *et al.* e na columna 2 as nosas réplicas empregando o mesmo método de estimación (MCO AR(1)) e o mesmo período mostral (1964-89). Nas columnas 3 e 4 preséntanse os resultados para o período 1964-91, corrixindo e sen corrixir por autocorrelación de primeira orde. Os datos empregados proporcionan unhas réplicas aceptables dos resultados orixinais que non experimentan modificacións importantes ó varia-lo período mostral ou ó estimar por MCO. En tódolos ca-

¹⁹ Esta afirmación non é completamente exacta, xa que a estimación de Mas *et al.* Foi realizada con anterioridade á publicación dos datos definitivos sobre capital privado e capital público que empregamos aquí.

sos, os coeficientes dos factores privados son altamente significativos e mantense a hipótese de RCRE nos tres factores. O coeficiente do capital público redúcese algo ó expandi-lo período mostral, con valores na estimación por MCO (columna 4) de 0,24 para o capital productivo e de 0,19 para o capital total, e uns valores do estatístico ADF que permiten acepta-la hipótese de cointegración.

Táboa 8.- Mas et al. I. KG_{TOT} AAPP

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Orixinal	E.0	E.0	E.0	E.2	E.2+T	E.2+MCE	E.3	E.3+T	E.3+MCE
Cte.		-1.81 (-0.98)	-1.22 (-0.46)	-1.77 (-2.50)	1.19 (1.97)	0.98 (1.10)		0.71 (1.16)	-1.71 (-0.98)	
T						-0.002 (-0.33)			-0.02 (-1.47)	
E	0.63	0.63 (4.67)	0.57 (3.55)	0.63 (10.89)	0.44 (8.47)	0.40 (2.87)	0.19 (0.55)	0.50 (9.09)	0.24 (1.35)	0.48 (2.79)
KP	0.61 (9.78)	0.52 (5.04)	0.59 (4.42)	0.21 (3.15)	0.48 (11.75)	0.48 (11.28)	0.09 (0.18)	0.49 (12.34)	0.47 (11.81)	0.52
KG_{TOT}	0.29 (4.52)	0.23 (2.86)	0.15 (1.83)	0.58 (6.65)	0.22 (6.12)	0.27 (1.95)	0.46 (1.28)	0.21 (6.03)	0.54 (2.37)	0.11 (0.53)
Método	AR(1)	AR(1)	AR(1)	MCO	MCO	MCO	MCE	MCO	MCO	MCE
R ²	0.998	0.998	0.998	0.996	0.996	0.996	0.867	0.982	0.996	0.843
SE	0.014	0.013	0.013	0.018	0.017	0.017	0.010	0.017	0.017	0.011
SSR		3.370	3.810	7.923	6.924	6.892	2.182	7.059	6.450	0.003
DW	1.76	1.45	1.35	0.57	0.78	0.85	1.56	0.52	0.62	1.49
ADF				-4.62**	-3.20	-3.34		-3.29	-3.00	
ECT							-1.04			-1.09
Período	1965-89	1965-89	1965-91	1964-91	1964-91	1964-91	1965-91	1964-91	1964-91	1965-91

NOTAS: ver notas da táboa 3.
 VARIABLES: dependente: produción privada real a c.f. (INE); independentes: E emprego privado (GPeG); KP capital privado productivo (IVIE); KG_{TOT} capital público total das AA.PP. (IVIE).

Táboa 9.- Mas et al. II. KG_{PRO} AAPP

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Orixinal	E.0	E.0	E.0	E.2	E.2+T	E.2+MCE	E.3	E.3+T	E.3+MCE
Cte.		-1.94 (-1.37)	-1.38 (-0.56)	-1.52 (-2.15)	1.50 (5.59)	1.39 (2.02)		0.88 (1.53)	-0.56 (-0.53)	
T						-0.001 (-0.31)			-0.01 (-1.60)	
E	0.59	0.60 (5.62)	0.54 (3.36)	0.57 (10.07)	0.37 (7.46)	0.33 (2.47)	0.27 (2.55)	0.44 (8.82)	0.21 (1.38)	0.37 (2.44)
KP	0.57 (7.69)	0.48 (5.25)	0.60 (4.87)	0.53 (10.76)	0.46 (11.34)	0.46 (10.88)	0.30 (2.13)	0.48 (12.01)	0.46 (11.41)	0.36 (1.94)
KG_{PRO}	0.36 (4.62)	0.31 (3.49)	0.17 (1.89)	0.24 (5.24)	0.28 (6.68)	0.31 (2.62)	0.41 (3.16)	0.26 (6.61)	0.52 (3.10)	0.32 (2.00)
Método	AR(1)	AR(1)	AR(1)	MCO	MCO	MCO	MCE	MCO	MCO	MCE
R ²	0.998	0.998	0.998	0.997	0.996	0.996	0.873	0.984	0.996	0.857
SE	0.014	0.012	0.013	0.018	0.016	0.016	0.010	0.016	0.016	0.010
SSR		0.003	3.810	7.923	6.213	6.186	2.087	0.006	5.667	0.002
DW	1.72	1.44	1.35	0.57	0.90	0.97	1.29	0.55	0.66	1.39
ADF				-4.62**	-3.37	-3.52		-3.29	-3.17	
ECT							-2.63			-1.57
Período	1965-89	1965-89	1965-91	1964-91	1964-91	1964-91	1965-91	1964-91	1964-91	1965-91

NOTAS: ver notas das táboas 3 e 8; KG_{PRO} capital público productivo das AA.PP. (IVIE).

As columnas 6, 7 e 8 das táboas 8 e 9 conteñen os valores estimados para as especificacións E.2 e E.3. Os resultados non son moi satisfactorios, xa que tanto os valores dos estatísticos ADF como o contraste do ECT non permiten acepta-la hipótese de que as variables están cointegradas, polo que non resulta sorprendente que ó estima-las ecuacións por MCNL (columnas 7 e 10) se produzan cambios substanciais nos coeficientes estimados. Pouco valor pode dárselles, polo tanto, ós elevados valores estimados para os coeficientes do capital público.

Por último, as ecuacións E.2 e E.3 estimáronse empregando as series de capital público total, infraestructuras e capital público social. Os resultados da táboa 10 tampouco non son satisfactorios, posto que en tódolos casos os valores do estatístico ADF permiten rexeita-la hipótese de cointegración. En todo caso, cómpre destacar, en primeiro lugar, que o valor estimado para o capital público total (columnas 1 e 2) é superior ó das infraestructuras (columnas 3 e 4); en segundo lugar, que o capital público social ten un coeficiente (columnas 5 e 6) superior incluso ó das infraestructuras; e, en terceiro lugar, que a significatividade do capital público social mantense incluso cando se inclúe o capital productivo (columnas 7 e 8).

Táboa 10.- Mas et al. III

	KG_{TOT} sector público		KG_{INF} AA.PP.		KG_{SOC} AA.PP.			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Ecuación	E.2	E.3	E.2	E.3	E.2	E.3	E.2	E.3
Cte.	1.91 (3.32)	1.03 (1.72)	1.52 (2.12)	0.98 (1.40)	4.64 (2.30)	4.53 (2.77)	4.63 (4.18)	3.26 (3.29)
E	0.43 (8.97)	0.51 (9.39)	0.32 (4.94)	0.38 (6.22)	0.42 (5.40)	0.50 (6.14)	0.38 (8.88)	0.50 (10.27)
KP	0.30 (4.75)	0.36 (5.85)	0.54 (12.32)	0.54 (13.07)	0.29 (1.34)	0.21 (1.07)	0.10 (0.85)	0.16 (1.35)
KG	0.38 (6.97)	0.32 (6.17)	0.24 (4.61)	0.22 (4.60)	0.27 (2.07)	0.31 (2.61)	0.22 (3.16)	0.20 (2.78)
KG_{PRO}							0.27 (7.55)	0.24 (6.67)
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
R ²	0.996	0.983	0.994	0.994	0.991	0.992	0.997	0.997
SE	0.016	0.017	0.019	0.020	0.025	0.023	0.013	0.014
SSR	5.877	6.856	9.417	9.446	15.702	13.816	1.334	4.706
DW	0.88	0.49	0.72	0.48	0.29	0.27	1.02	0.75
ADF	-3.34	-3.01	-3.02	-3.41	-1.70	-1.86	-4.37	-3.35
Periodo	1964-91	1964-91	1964-91	1964-91	1964-91	1964-91	1964-91	1964-91

NOTAS: ver notas das táboas 3 e 9.

De tódalas formas, como xa apuntamos, os resultados das estimacións realizadas coas series de capital público da Fundación BBV son insatisfactorios desde un punto de vista econométrico. No estudio de Mas *et al.* recorreuse a estima-lo modelo por MCO AR(1). Os resultados dos contrastes de cointegración das táboas 8, 9 e 10 poñen de manifesto que, agás contadas excepcións, non permiten rexeita-la

hipótese de ausencia de cointegración e, polo tanto, o carácter espurio dos resultados aínda considerando a pouca potencia deste test en mostras finitas (Banerjee *et al.*, 1993). Obter conclusións destes modelos sobre a produtividade do capital público sería, pois, un tanto temerario²⁰.

5. CONCLUSIÓNS E EXTENSIÓNS

A análise da contribución das políticas públicas ó crecemento económico é un tema que suscitou un notable interese a partir dos resultados empíricos de Aschauer (1989a). No caso da economía española producíronse na primeira metade dos 90 contribucións interesantes que, en xeral, obtiveron resultados similares ós de Aschauer e Munnell. Non obstante, as elevadas elasticidades estimadas para o capital público por algúns autores e as diferencias na especificación da ecuación por estimar, método de estimación empregado, tamaño da mostra, etc. levantaron dúbidas razoables sobre a súa validez.

Neste artigo enfrontámo-la análise empírica dos efectos do capital público sobre a produtividade privada de forma sistemática. En primeiro lugar, especificamos claramente as diversas ecuacións que xorden da análise da función ampliada de produción. En segundo lugar, examinamos cada unha das series que se empregan para aproximar algunha das variables incluídas nas ecuacións por estimar e determinámo-la súa orde de integración. En terceiro lugar, replicáronse aproximadamente os resultados obtidos por outros autores. Por último, analizouse a sensibilidade dos resultados a cambios na especificación das ecuacións e no método de estimación, prestándolles unha especial importancia ós contrastes da hipótese de cointegración que permiten ter confianza en que os resultados non son espurios.

O conxunto da evidencia empírica achegada na sección 4, aínda que non plenamente satisfactoria²¹, permítenos concluir que a elasticidade da produción privada respecto do capital público está probablemente comprendida no intervalo 0,15-0,30, confirmando a orde de magnitude estimada por Bajo e Sosvilla, García--Fontes e Serra e Mas *et al.* Aínda que Argimón *et al.* estimaron valores moito máis elevados (en torno a 0,6) con series de infraestructuras do Estado e González--Páramo obtivo tamén valores altos ó volver estimar por MCNL o modelo MCE con datos de Mas *et al.*, estes resultados non son, na nosa opinión, concluíntes.

²⁰ Unha alternativa é a estimación dos modelos E.2 e E.3 en primeiras diferencias, procedemento xustificable porque as variables son $I(1)$. Sen embargo, a estimación en diferencias presume a existencia dunha relación entre taxas de crecemento das dúas variables, en tanto que, desde un punto de vista conceptual, o efecto sobre a produtividade privada é do total de capital público; noutras palabras, a importancia do efecto non depende do aumento na marxe senón do total de capital público dispoñible. En calquera caso, os coeficientes estimados para o capital público nos modelos en diferencias atópanse comprendidos entre 0,1 e 0,3 e son moi similares ós obtidos ó estimar en niveis.

²¹ Ademais dos problemas econométricos especificados, os resultados seguen ofrecendo estimacións da produtividade privada do capital público excesivamente elevadas.

Por unha parte, os nosos resultados poñen de manifesto que os elevados coeficientes estimados por Argimón *et al.* se reducen ós valores habituais (0,2-0,3) cando se utilizan as especificacións E.2 e E.3 en lugar da súa (ARG), introducíndose unha tendencia cun coeficiente que resulta ser positivo e significativo. Máis importante incluso: a exclusión das infraestructuras non acometidas polo Estado representa a omisión dunha variable potencialmente significativa que, ó incluíla na ecuación por estimar, reduce o coeficiente estimado das infraestructuras do Estado a valores similares ou inferiores ós obtidos por outros autores, dependendo da especificación. Finalmente, resulta pouco convincente atribuírle os elevados valores estimados por Argimón *et al.* á utilización dunha serie de infraestructuras, posto que ó incluí-la variable capital público social na ecuación por estimar o seu coeficiente é positivo e significativo, mentres que o da variable infraestructuras do Estado se volve pequeno e insignificante²².

Os nosos resultados confirman, sen embargo, que ó volver estimar as especificacións doutros autores (Bajo e Sosvilla, García-Fontes e Serra, e Mas *et al.*) empregando o modelo MCE se obteñen xeralmente valores máis elevados para o coeficiente do capital público, incluso se non se impoñen RCE nos tres factores. Cómpre, sen embargo, tomalos con precaución cando menos por dúas razóns: primeira, o modelo de corrección de erro presupón a existencia previa dunha relación de cointegración que os contrastes non sempre confirman (Mas *et al.*); segunda, cando os contrastes permiten aceptar a hipótese de cointegración ó estimar por MCO, ¿por que darlle preferencia á estimación do modelo MCE que involucra moitos máis parámetros?

As estimacións coa base de datos de capital da Fundación BBV proporcionan resultados bastante insatisfactorios, xa que nin os valores dos estatísticos ADF, nin os do estatístico *t* do ECT, permiten aceptar a hipótese de cointegración. Non obstante, as estimacións en diferencias seguen proporcionando valores próximos a 0,2, similares ós obtidos nas estimacións en niveis. Resulta, polo tanto, arriscado deducir destes resultados que a produtividade do capital público diminuíu a medida que se acumulaba capital público, como suxeriron Mas *et al.*

Finalmente, cómpre sinalar tres extensións que nos permitirían completa-la análise dos efectos das políticas de acumulación de capital público. En primeiro lugar, os valores estimados seguen ofrecendo productividades para o capital público excesivamente elevadas, o que permite pensar que as ecuacións estimadas exclúen variables relevantes, tales como o capital humano ou o tecnolóxico, das que a súa exclusión podería variar á alza os valores estimados da elasticidade da produtividade privada respecto do capital público como puxeron de manifesto recentes traballos empíricos (Fernández e Polo, 1999b). En segundo lugar, sería interesante examinar

²² A relevancia do denominado capital público social, constatada con independencia das series de capital público utilizadas, non debería sorprendernos se a acumulación de capital humano é un determinante do crecemento (De la Fuente e Da Rocha, 1996; Serrano, 1996), xa que a acumulación de capital humano está moi relacionada co nivel de gasto social das AA.PP.

inicialmente se os resultados obtidos a escala agregada se manteñen cando a función ampliada de produción se estima cunha mostra de observacións sectoriais. Posteriormente, a análise pódese completar cun estudio individual de cada sector se, como cabe supoñer *a priori*, o capital público non ten un impacto similar na produtividade dos distintos sectores productivos. Por último, os efectos da acumulación de capital público non se esgotan nas externalidades productivas examinadas neste artigo. A propósito disto, sobre a oferta cabe engadi-lo impacto das políticas de acumulación pública sobre a distribución da renda, o gasto e o benestar dos axentes privados. Noutras palabras, unha análise integral das políticas de capital público debería integrarse nun modelo de equilibrio xeral dinámico.

APÉNDICE: DEFINICIÓN DE VARIABLES E DE FONTES ESTADÍSTICAS

Para realizar este traballo utilizouse información referida ó período 1964-1991 a escala agregada, proveniente de distintas fontes que a continuación se especifican brevemente.

◆ *Producción e emprego*. La produción privada aproxímase polo valor engadido bruto (VEB) real do sector privado a custo de factores. Utilizáronse dúas series: o PIBCFCN, que é a diferenza entre as series enlazadas de VEB total a custo de factores e VEB a prezos constantes do sector servizos non destinados á venda (Contabilidade Nacional, 1992) expresadas en pesetas de 1990; e o PIBCF, que é a suma dos valores engadidos a custo de factores das 16 ramas privadas da desagregación de Díaz e Taguas (1995) en pesetas de 1980. Ademais da diferenza no ano base, a construción da serie ofrece un tratamento contable dos impostos sobre a produción diferente. A serie de emprego do sector privado é a serie enlazada por García-Perea e Gómez (1994), e empregouse neste estudo a media anual das súas observacións trimestrais.

◆ *Capital*. Este traballo utilizamos varias series de capital público e de capital privado provenientes de distintas fontes.

Capital privado. Empregamos dúas series: a de capital privado productivo de Corrales e Taguas (1989) e a de capital privado productivo elaborada polo IVIE e publicada pola Fundación BBV (1995).

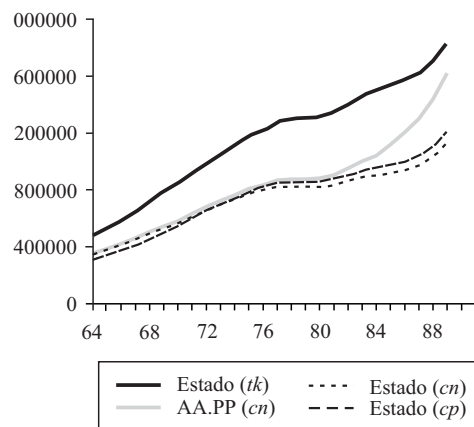
Capital público. Utilizáronse varias series que atenden a diferentes fontes e conceptos de capital público.

Nas seccións 4.1 e 4.2 empréganse as series de Corrales e Taguas (1989). Na sección 4.3 utilízanse para o capital público as series de infraestruturas de Argimón e Martín (1993), que inclúen unicamente o capital en transporte e comunicacións das AA.PP. ou do Estado. As series calcúlanse con dous criterios: Contabilidade Nacional e Pública (CN e CP, respectivamente). Nas estimacións utilizáronse

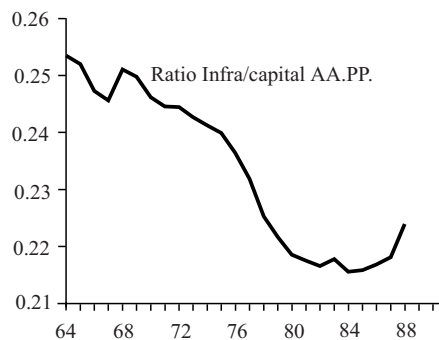
exclusivamente as series elaboradas co criterio de CN. As series denomínanse AA.PP.(CN), E(CN), E(CP) e E(CP+Tk), incluíndo esta última as transferencias de capital do Estado. A principal diferenza entre os criterios CN e CP reside en que este inclúe os investimentos en infraestruturas militares.

Na gráfica 1 represéntanse as catro series de infraestruturas públicas base 80, observándose importantes diferenzas tanto no nivel como no perfil temporal. A serie de E(CP+Tk) exhibe valores superiores á serie AA.PP.(CN). En cambio, o nivel das series do *stock* construídas con datos de investimento en termos de contabilidade pública ou de contabilidade nacional é semellante, aínda que o perfil é relativamente distinto, e nel destaca o crecemento que experimenta a serie de infraestruturas das AA.PP.(CN) a partir de 1980. Tal e como se pode observar na gráfica 2, a serie de *stock* de infraestruturas públicas representan en torno ó 23% do *stock* total de capital público que se utiliza no MOISEES. Cómpre destacar que as series de infraestruturas non son unha desagregación homoxénea do *stock* de capital público total do modelo MOISEES. A utilización de métodos de cálculo diferentes para obter o *stock* inicial provoca que a relación entre estes *stocks* sexa sensible á condición inicial. De calquera modo podemos concluír que na segunda metade dos oitenta se produciu un aumento do *stock* total e do *stock* de infraestruturas de proporcións semellantes.

Gráfica 1.- Series infraestruturas Argimón *et al.*



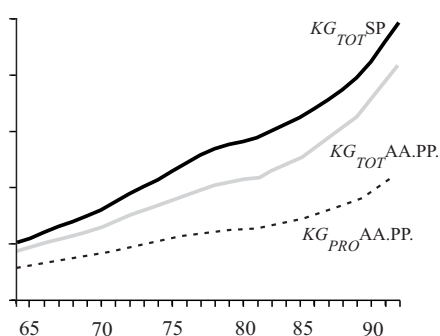
Gráfica 2.-Ratio infraestruturas/MOISEES



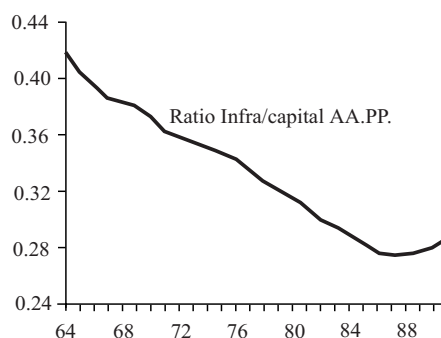
Na sección 4.4 empréganse varios conceptos de capital público referidos ás AA.PP. ou ó conxunto do sector público que inclúe organismos autónomos. En concreto, as series son: KG_{PRO} AA.PP., capital público productivo que inclúe estradas, portos, infraestruturas hidráulicas e estruturas urbanas; KG_{SOC} AA.PP., capital público social que inclúe o capital dedicado a producir servizos sanitarios e

educativos; KG_{TOT} AA.PP., que é a suma dos dous anteriores; e KG_{TOT} SP, que é o capital público total do sector público. Estas series, como as do capital privado, elaboráronse polo IVIE seguindo o método do inventario permanente e foron posteriormente publicadas pola Fundación BBV (1995).

Gráfica 3.- Series capital público IVIE



Gráfica 4.- Ratio infraestructuras/IVIE



BIBLIOGRAFÍA

- ANCHUELO, A. (1993): “Series integradas y cointegradas: una introducción”, *Revista de Economía Aplicada*, 1.
- ANDREWS, K.; SWANSON, J. (1995): “Does Public Infrastructure Affect Regional Performance”, *Growth and Change*, 26.
- ARGIMÓN, I.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M.; MARTÍN, M.J.; ROLDÁN, J.M. (1994): “Productividad e infraestructuras en la economía española”, *Moneda y Crédito*, 198, pp. 207-252.
- ARGIMÓN, I.; MARTÍN, M.J. (1993): *Series de stock de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España*. (Documento de Trabajo, núm. 9315). Banco de España.
- ASCHAUER, D.A. (1989a): “Is Public Expenditure Productive?”, *Journal of Monetary Economics*, 23, pp. 177-200.
- ASCHAUER, D.A. (1989b): “Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven”, *Economic Perspectives*, (setembro-outubro). Federal Reserve Bank of Chicago.
- BAJO, O.; SOSVILLA, S. (1993): “Does Public Capital Affect Private Sector Performance? An Analysis of the Spanish Case 1964-1988”, *Economic Modelling*, 10, pp. 179-185.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.J.; MESTRE, R. (1993): “On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity”, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 19, (1998), pp. 267-283.
- CORRALES, A.; TAGUAS, D. (1989): *Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización*. (Monografía núm. 75). Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.

- DÍAZ, A.; TAGUAS, D. (1995): *Desagregación sectorial y regional del valor añadido. El grado de especialización de las regiones españolas*. (Documento de Trabajo, núm. 95008). Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Planificación.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autorregresive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49.
- DOLADO, J.J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. (1990): "Cointegration and Unit Roots: A Survey", *Journal of Economic Surveys*, 4.
- DRAPER, M.; HERCE, J.A. (1994): "Infraestructura y crecimiento: un panorama", *Revista de Economía Aplicada*, 6, pp. 129-168.
- ENGLER, R.F.; GRANGER, C.W. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- EVANS, P.; KARRAS, G. (1994): "Are Government Activities Productive? Evidence from a Panel of U.S. States", *The Review of Economics and Statistics*, 76, pp. 1-11.
- FERNÁNDEZ, M.; POLO, C. (1999a): *La productividad privada del capital público*. (Paper de Treball, 63.99). Barcelona: Universidad Autónoma de Barcelona, Instituto de Análisis Económico.
- FERNÁNDEZ, M.; POLO, C. (1999b): *Productividad del capital público tecnológico y humano*. (Paper de Treball, 64.99). Barcelona: Universidad Autónoma de Barcelona, Instituto de Análisis Económico.
- FLORES DE FRUTOS, R.; GRACIA, M.; PÉREZ, T. (1994): *Effects of Public Investment in Infrastructure on the Spanish Economy*. (Documento de Trabajo, núm. 9404). ICAE, Universidad Complutense.
- FUENTE, A. DE LA (1996): *Infraestructuras y productividad: un panorama y algunos resultados para las regiones españolas*. (Paper de Treball 52.96). Universidad Autónoma de Barcelona.
- FUENTE, A. DE LA; ROCHA, J.M. DA (1996): "Capital humano y crecimiento: un panorama de la evidencia empírica y algunos resultados para la OCDE", *Moneda y Crédito*, 203.
- FUNDACIÓN BBV (1995): *El stock de capital en España y sus comunidades autónomas*.
- GARCÍA-FONTES, W.; SERRA, D. (1994): "Capital público, infraestructura y crecimiento", en J.M. Esteban e X. Vives [ed.]: *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol. II, pp. 453-475. Barcelona: Instituto de Análisis Económico/CSIC.
- GARCÍA-MILA, T.; MCGUIRE, T. (1992): "The Contribution of Publicly Provided Inputs to States' Economies", *Regional Science and Urban Economics*, 22, pp. 229-241.
- GARCÍA-PEREA, P.; GÓMEZ, R. (1994): *Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992)*. (Documento de Trabajo, núm. 9409). Banco de España.
- GRAMLICH, E.M. (1994): "Infrastructure Investment: A Review Essay", *Journal of Economic Literature*, XXXII, pp. 1176-1196.
- GRANGER, C.; NEWBOLD, P. (1974): "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.
- GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. (1995): "Infraestructuras, productividad y bienestar", *Investigaciones Económicas*, XIX, pp.155-168.
- HIRSCHMAN, A.O. (1958): *The Strategy of Economic Development*. New Haven.
- HOLTZ-EAKIN, D. (1994): "Private Sector Productivity and the Productivity Puzzle", *The Review of Economics and Statistics*, 76, pp. 12-21.

- HULTEN, CH.; SCHWAB, R. (1991): *Income Originating in the State and Local Sector*. (Working Paper, 2314). NBER.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1992): *Contabilidad Nacional de España. Serie enlazada 1964-1991, Base 1986*. Madrid: INE.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F.; URIEL, E. (1993a): *Capital público y productividad de la economía española*. (WP-EC 93-08). IVIE.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F.; URIEL, E. (1993b): "Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público", *Papeles de Economía Española*, 56, pp. 144--160.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F.; URIEL, E. (1994): "Capital público y productividad en las regiones españolas", *Moneda y Crédito*, 198, pp. 163-192.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F.; URIEL, E. (1996): "Infrastructure and Productivity in the Spanish Regions", *Regional Studies*, 30, pp. 641-650.
- MEADE, J. (1952): "External Economies and Diseconomies in a Competitive Situation", *Economic Journal*, 62, pp. 54-67.
- MERA, K. (1973): "Regional Production Functions and Social Overhead Capital", *Regional Science and Urban Economics*, 3, pp. 157-186.
- MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M.; ZABALZA, A. (1991): *La economía española una perspectiva macroeconómica*. Barcelona: Antoni Bosch/Instituto de Estudios Fiscales.
- MUNNELL, A. (1990): "Why has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment", *New England Economic Review*, pp. 3-22. Federal Reserve Bank of Boston.
- MUNNELL, A. (1992): "Infrastructure Investment and Productivity Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 6, pp. 189-198.
- PFÄHLER, W.; HOFMANN, U.; BÖNTE, W. (1996): "Does Extra Public Infrastructure Capital Matter?", *Finanzarchiv*, 53, pp. 68-112.
- PHILLIPS, P.C.; HANSEN, B.E. (1990): "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99-125.
- RATNER, J.B. (1983): "Government Capital and the Production Function for U.S. Private Output", *Economic Letters*, 13, pp. 213-217.
- SERRANO, L. (1996): "Indicadores de capital humano y productividad", *Revista de Economía Aplicada*, 10, pp. 177-190.
- SOLOW, R. (1957): "Technical Progress and the Aggregate Production Function", *The Review of Economic and Statistics*, 39, pp. 312-320.
- TATOM, J. (1991): "Public Capital and Private Sector Performance", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73, pp. 3-15.