

Complementaridade *versus* substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90*

Carlos Henrique Rocha**
Joanílio Rodolpho Teixeira***

1. Introdução; 2. O modelo e algumas considerações econométricas; 3. Resultados empíricos; 4. Conclusão.
Palavras-chave: complementaridade, substitutividade e investimento público e privado no Brasil.

Este artigo verifica se a acumulação de capital por parte do governo complementa ou substitui os gastos privados com investimento. O período amostral vai de 1965 a 1990. O artigo conclui que existe certo grau de substitutividade entre o investimento público e privado no Brasil.

The central focus of this paper is on the question; has public capital accumulation crowded out private investment in Brazil? The sample period is 1965-90. The results obtained from an error-correction model, ECM, show that public and private investment are substitutes.

1. Introdução

O dispêndio governamental influi no setor privado através do efeito induzido pelos impostos e gastos sobre a taxa de juros. Naturalmente, há outros canais pelos quais a política fiscal e as decisões privadas de gastos podem interagir.

Uma das formas decorre do fato de que o investimento privado é afetado diretamente pelo nível de investimento público. O investimento público relacionado com infra-estrutura e provisão de bens públicos pode muito bem ser *complementar* ao investimento privado. Esse tipo de investimento público pode aumentar a produtividade do capital privado, e elevar a demanda por insumos e a disponibilidade total de recursos, através da expansão do produto e poupanças agregadas. Por outra parte, o investimento público pode *esvaziar* o investimento privado, caso utilize recursos físicos e financeiros que, de outra forma, estariam disponíveis para o setor privado.

A discussão sobre a relação entre o investimento público e o privado tem sido um tema recorrente na macroeconomia dos países do Hemisfério Norte, ocupando importante papel nas questões de desenvolvimento econômico e de política de estabilização. Inúmeras são as estimativas a respeito (por exemplo, Aschauer, 1989a, 1989b; Barro, 1991; Barth & Cordes, 1980).

Por outro lado, sabe-se relativamente pouco sobre a complementaridade ou substitutividade entre os setores público e privado brasileiros, apesar de alguns estudos começarem a preencher a lacuna. As evidências empíricas sobre o assunto para o Brasil são devidas à

* Artigo recebido em mar. 1995 e aprovado em abr. 1996. Gerson P. Lima (UFPR) e Jorge Thompson Araújo (UnB) leram uma versão do artigo e forneceram sugestões. Os autores agradecem aos *referees* anônimos da RBE pelas valiosas sugestões feitas a uma versão anterior deste artigo. Os erros remanescentes são de exclusiva responsabilidade dos autores.

** Do Departamento de Economia e Programa de Pós-Graduação em Economia de Empresas da Universidade Católica de Brasília, UCB.

*** Do Departamento de Economia da Universidade de Brasília, UnB.

Ronci (1991) e Sant'Ana, Rocha & Teixeira (1994). Ronci não encontra qualquer associação direta, seja positiva ou negativa, entre investimento público e privado. Já as evidências trazidas por Sant'Ana et alii são em favor da complementaridade entre os investimentos.

Não há consenso, portanto. Isso *per se* poderia justificar nova visita ao tema “complementaridade *versus* substituição entre investimento público e privado na economia brasileira”. Porém, o que nos levou a abordar essa questão foi o fato de que tanto Ronci quanto Sant'Ana et alii não fizeram qualquer consideração sobre a estacionaridade das variáveis dos modelos estimados: as suposições da análise de regressão clássica são violadas se as variáveis do modelo forem não-estacionárias (Granger & Newbold, 1974). Logo, seus resultados podem estar incorretos. Normalmente, as variáveis que aparecem nas funções de demanda por investimento são não-estacionárias.

Este artigo, então, investiga a relação entre investimento público e privado no Brasil, tomando em conta a questão da estacionaridade das variáveis do modelo estimado. A próxima seção apresenta o modelo que será alvo de determinação e faz algumas considerações econômicas. A seção 3 trata dos resultados empíricos. A seção 4 encerra o artigo.

2. O modelo e algumas considerações econométricas

Para observar o impacto dos gastos públicos com capital físico no investimento privado será considerado o seguinte modelo convencional:

$$I = I(Y, r, G) \quad (1)$$

onde:

I é a despesa total com investimento bruto privado (o somatório do investimento líquido e do investimento para reposição do capital desgastado);¹

Y é o nível de produto;

r é a taxa real de juros (uma *proxy* para o custo de utilização do capital, sob o argumento de que as empresas teriam de pegar emprestado para financiar seu uso de capital);

G é o investimento público.

Uma elevação da taxa real de juros aumenta o custo do capital, reduzindo o incentivo para acumular mais capital, $I_r < 0$. As empresas investirão mais se tiverem que produzir mais, $I_Y > 0$. Como já notado, o efeito líquido do investimento público sobre o investimento privado é ambíguo, $I_G < 0$ ou $I_G > 0$.

A equação (1), na forma econométrica, fica:

$$\ln I = i_0 + i_1 \ln Y - i_2 r + i_3 \ln G + U; \quad (2)$$

onde \ln denota logaritmo natural e U é o termo-erro ($i_1 > 0$, $i_2 > 0$, $i_3 < 0$ ou $i_3 > 0$).

¹ Os dados sobre investimento, para o Brasil, estão disponíveis apenas na forma bruta.

Algumas considerações econométricas

Autores como Granger & Newbold (1974) e Phillips (1987) alertam para o fato de que as suposições da análise de regressão clássica são violadas caso as variáveis do modelo sejam não-estacionárias. Variáveis não-estacionárias possuem variância infinita.

Consideremos que a variável y obedeça ao seguinte processo auto-regressivo:

$$y = \phi y_{-1} + \epsilon \quad (3)$$

Vamos examinar a variância desse processo:

$$E(y^2) = E[(\phi y_{-1} + \epsilon)^2] = \phi^2 E(y_{-1}^2) + \sigma_\epsilon^2 \quad (4)$$

desde que $E(y_{-i}\epsilon) = 0$, $i = 1, 2, \dots, N$, ou

$$E(y^2) = \phi^2 E[(\phi^2 E(y_{-2}^2) + \sigma_\epsilon^2)] + \sigma_\epsilon^2 = \phi^4 E(y_{-2}^2) + (1 + \phi^2)\sigma_\epsilon^2 \quad (4a)$$

Observe que se ϕ for 1, isto é, se y tiver raiz unitária, sua variância crescerá com o tempo, tornando-se infinita e, portanto, não definida: diz-se que y é não-estacionária. Por outro lado, se $1 < \phi < 0$, a variância de y tenderá a σ_ϵ^2 com o tempo (para $\phi = 0$, a variância de $y = \sigma_\epsilon^2$): diz-se que y é estacionária.

Se y é não-estacionária, as estatísticas t , R^2 e F , por exemplo, não são válidas e, logo, interpretações padrões da análise de regressão seriam enganosas. (Ocorreria um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados da regressão, induzindo ao chamado erro do tipo I e empurrando as estatísticas R^2 e F para cima.) Portanto, testar a estacionaridade das variáveis do modelo que se pretende estimar é fundamental para a teoria econométrica.

Para testar a estacionaridade das variáveis I , Y , r e G , aplicaremos o teste Dickey-Fuller de raiz unitária, baseado na seguinte equação:

$$\Delta \ln X = \alpha + \beta \ln X_{-1} + u \quad (5)$$

onde u é um ruído branco e Δ é o operador de primeira diferença.

Se o estimador de mínimos quadrados de β for zero, então, a série X tem raiz unitária e, portanto, é não-estacionária. Os valores críticos para esse teste foram tabulados por David A. Dickey, usando o método Monte Carlo, e são apresentados na parte inferior da tabela 8.5.2 do livro de Fuller (1976:373). Daí o teste ser conhecido como o teste de Dickey-Fuller (Harvey, 1990:81).

Felizmente, nem tudo está perdido se as variáveis do modelo que pretendemos estimar são não-estacionárias. Se as variáveis em (2) são não-estacionárias, porém integradas de mesma ordem (co-integradas),² então, Engle & Granger (1987) mostram que existe um modelo de correção de erros do tipo:

² Pereira (1988) apresenta uma bem-estruturada resenha sobre esse intrigante tema da teoria econométrica.

$$\Delta \ln I = f + g \hat{U}_{-1} + \text{defasagens } (\Delta \ln I, \Delta \ln Y, \Delta r, \Delta \ln G) + Z \quad (6)$$

onde \hat{U}_{-1} é o resíduo defasado da estimação de (2) e Z é o termo-erro ($g < 0$).

Antes de estimar (6), devemos verificar se as variáveis em (2) são co-integradas. Aplicaremos o teste 2 apresentado por Engle & Granger (1987:268). Esse teste toma os resíduos da estimativa de (2), para estimar

$$\Delta \hat{U} = \rho \hat{U}_{-1} + \mu \quad (7)$$

e testa se ρ é estatisticamente significativo (μ é um ruído branco). Se ρ for significativo, as variáveis I , Y , r e G são ditas co-integradas. O teste de Dickey-Fuller é, então, aplicado aos resíduos da regressão de (2).

Em suma, se I , Y , r e G forem co-integradas, o que importaria para os formuladores de política seriam os resultados da estimação de (6).

3. Resultados empíricos

Os dados são anuais para o período 1965-90. Foram usadas as seguintes definições para as variáveis:

$\ln I$ = logaritmo do investimento privado, a preços de 1980;

$\ln Y$ = logaritmo do PIB, a preços de 1980;

$r = \ln(1 + R\%/100) - \ln(1 + \pi/100)$, onde R é a correção monetária (percentual)³ e π é a inflação (percentual), medida pelo IGP-DI;

$\ln G$ = logaritmo do investimento do setor público, a preços de 1980.

Subtraímos do investimento privado registrado nas contas nacionais a parcela das empresas estatais, adicionando-a ao investimento do setor público.

Abaixo apresentamos os resultados da estimação da equação (2), por mínimos quadrados simples.

$$\ln I = -3,73 + 0,90 \ln Y - 0,23r + 0,40 \ln G \quad (8)$$

(11,38)(15,72) (2,01) (6,71)

onde:

a estatística t de Student está entre parênteses;

$R^2 = 0,98$;

Durbin-Watson = 2,01;

$F_{3,22} = 466,18$.

Os parâmetros i_1 e i_2 apresentam o sinal correto e são estatisticamente significantes. O investimento governamental relaciona-se positivamente com o investimento privado (i_3 é

³ A correção monetária é usada como *proxy* da taxa nominal de juros.

maior do que zero e significativo), confirmando os resultados de Sant'Ana et alii. Isto é, o investimento público *complementa* o investimento privado.

Aparentemente, não há problemas com a estimação de (2). Entretanto, o teste Dickey-Fuller de raiz unitária (*DF*), mostrado na tabela 1, revela que os resultados acima não podem ser levados a sério. Usamos um valor crítico, a 5%, de -3,60, para testar a hipótese de existência de raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionaridade (tamanho da amostra igual a 25). O maior valor negativo entre os quatro *t*-testes de raiz unitária é de -3,50, da regressão da taxa de juros real. Portanto, aceitamos a hipótese de raiz unitária para *I*, *Y*, *r* e *G*.

Tabela 1
Teste de raiz unitária
 $\Delta \ln X = \alpha + \beta \ln X_{-1} + \varepsilon$

Variável dependente	α	β	β DF <i>t</i> -teste	$\eta(1,22)^1$
$\Delta \ln I$	0,869	-0,114	-2,25	0,50
$\Delta \ln Y$	0,589	-0,059	-3,17	2,45
Δr	-0,062	-0,716	-3,50	0,20
$\Delta \ln G$	0,984	-0,149	-2,45	2,04

¹ Estatística *LM* para se testar autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, cuja distribuição é uma *F*(1,22). O valor crítico, a 5%, da distribuição *F* com 1 e 22 graus de liberdade é de 4,30.

Ademais, a partir do teste *augmented* Dickey-Fuller (*ADF*), apresentado na tabela 2, podemos dizer que as quatro variáveis são integradas de ordem um, *I*(1). Os coeficientes estimados de $\Delta \ln X_{-1}$ não são significantes.

Tabela 2
Teste de raiz unitária
 $\Delta \ln X = \alpha + \beta \ln X_{-1} + \gamma \Delta \ln X_{-1} + \varepsilon$

Variável dependente	α	β	γ^1	β ADF <i>t</i> -teste	$\eta(1,20)^2$
$\Delta \ln I$	0,932	-0,122	-0,040 (0,19)	-2,48	1,42
$\Delta \ln Y$	0,555	-0,571	0,345 (1,79)	-2,83	1,77
Δr	-0,072	-0,915	0,211 (0,50)	-2,10	0,23
$\Delta \ln G$	1,096	-0,167	0,297 (1,65)	-2,54	1,23

¹ Estatística *t* de Student entre parênteses.

² Estatística *LM* para se testar autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, cuja distribuição é uma *F*(1,20). O valor crítico, a 5%, da distribuição *F* com 1 e 20 graus de liberdade é de 4,35.

A partir da regressão de (7),

$$\Delta \hat{U} = -1,03 \hat{U}_{-1} \quad (9)$$

$$(-5,14)$$

rejeitamos a hipótese de raiz unitária ou de não-co-integração.⁴ Pode-se dizer que I , Y , r e G são cointegradas. A estatística t calculada do coeficiente ρ é $-5,14$, maior do que o valor crítico, a 5%, fornecido por Dickey-Fuller.

Portanto, o que importa para os formuladores de política são os resultados da estimação da equação (6). O modelo de correção de erros de melhor ajustamento é:

$$\Delta \ln I = -0,060 - 0,627\hat{U}_{-1} + 2,132\Delta \ln Y - 0,034\Delta r_{-1} - 0,184\Delta \ln G_{-2} + 0,245\Delta \ln I_{-2} \quad (10)$$

(3,36) (3,71) (8,21) (0,45) (1,71) (2,42)

onde:

a estatística t de Student entre parênteses;

$$R^2 = 0,85;$$

$$DW = 1,80;$$

$$F_{5,17} = 19,9;$$

$$\eta_1 = 0,166;$$

$$\eta_2 = 3,299;$$

$$\eta_3 = 0,430.$$

η_1 é a estatística de *reset* de Ramsey para se testar a forma funcional, cuja distribuição é uma $F(1,16)$; η_2 (2) é a estatística de Bera-Jarque para se testar normalidade dos resíduos, cuja distribuição é χ^2 com dois graus de liberdade, e η_3 é a estatística para se testar heterocedasticidade dos resíduos, cuja distribuição é uma $F(1,21)$. Pelos valores destas estatísticas não se pode rejeitar que a forma funcional está correta, que os resíduos são normais e homocedásticos, respectivamente. O valor da estatística Durbin-Watson, DW , assegura que os resíduos são independentes.

O sinal negativo e a significância estatística do coeficiente de \hat{U}_{-1} confirmam que as variáveis da equação (10) são co-integradas. As evidências são mais favoráveis ao efeito de deslocamento, isto é, o aumento das despesas públicas com capital físico (referir-se ao coeficiente de $\Delta \ln G$) esvazia os gastos privados com investimento. De outra forma, o dispêndio público e os gastos privados concorrem por recursos físicos da economia.

4. Conclusão

Diversas ressalvas são necessárias quando interpretamos estimativas obtidas a partir de uma amostra de séries de tempo relativamente pequena. Apesar disso, e à luz dos resultados encontrados, torna-se difícil não concluir que o dispêndio público com investimento exerce um papel substitutivo — e não complementar — aos gastos privados com investimento, no período considerado.

⁴ O teste F para correlação serial dos resíduos de primeira ordem é $F(1,23) = 0,43$. O valor crítico, a 5%, da distribuição F com 1 e 23 graus de liberdade é de 4,28.

Referências bibliográficas

- Almeida, F. A. G. & Fioravante, M. A. O papel das empresas estatais. In: Fioravante, M. & Faria, L. V. (orgs.). *A última década: ensaios da FGV sobre o desenvolvimento brasileiro nos anos 90*. Rio de Janeiro, FGV, 1993.
- Aschauer, D. Does public capital crowd out private capital? *Journal of Monetary Economics*, 24:171-88, 1989a.
- . Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, 23:177-200, 1989b.
- Barth, J. & Cordes, J. Substitutability, complementarity and the impact of government spending on economic activities. *Journal of Economics and Business*, Spring 1980.
- Barro, R. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 1991.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-76, 1987.
- Fuller, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York, John Wiley and Sons, 1976.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, 26:1.045-66.
- Harvey, A. *The econometric analysis of time series*. London, Philip Allan, 1990.
- Pereira, P. L. V. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. *Revista de Econometria*, 2:7-29, 1988.
- Phillips, P. C. *Time serial regression with a unit root econometrica*, 55. p. 277 e 301.
- Ronci, M. V. *Política econômica e investimento privado no Brasil (1955-82)*. Rio de Janeiro, FGV, 1991.
- Sant'Ana, T.; Rocha, C. H. & Teixeira, J. R. The impact of public investment on private capital formation in Brazil: 1965-1985. Brazilian Meeting of Operational Research, 26. Proceedings. 1994.

Apêndice

O produto interno bruto, o investimento governamental e o investimento privado bruto foram extraídos das contas nacionais publicadas na revista *Conjuntura Econômica*, várias edições. A inflação, variação percentual do IGP-DI, também foi obtida na revista *Conjuntura Econômica*, várias edições. A taxa de juros nominal foi obtida do Boletim do Banco Central, vários números. Dados para o investimento das empresas estatais foram obtidos em Almeida & Fioravante (1993).