

CO-INTEGRAÇÃO, EFEITOS *CROWDING-IN* E *CROWDING-OUT* ENTRE INVESTIMENTO PÚBLICO E PRIVADO NO BRASIL: 1973-1989¹

Paulo de Andrade Jacinto²
Eduardo P. Ribeiro³

SINOPSE

O presente trabalho realiza um estudo econométrico para verificar a existência de efeitos crowding-out (substituição) ou crowding-in (complementariedade) entre investimento público e privado, considerando a hipótese de não-estacionariedade das séries econômicas. As evidências encontradas demonstram que o resultado qualitativo obtido em trabalhos anteriores de um efeito crowding-out se mantém; porém, quantitativamente, as elasticidades estimadas são menores.

Palavras-chave: efeito crowding-out, efeito crowding-in, estacionariedade, co-integração, investimento público, investimento privado

1 INTRODUÇÃO

A interação entre os investimentos público e privado é um pouco controversa quando se comparam os resultados apresentados em países desenvolvidos em relação aos países em desenvolvimento. Uma análise desse tema permite compreender melhor as políticas que podem ser empregadas para estimular o investimento agregado. Dessa forma, a identificação do sinal da relação entre os dois tipos de investimento possibilita conhecer o caráter desempenhado pelo investimento público sobre o privado.

¹ Uma versão preliminar deste trabalho foi apresentada no XXV Encontro Nacional de Economia, realizado em Recife em dezembro de 1997. Agradecemos a João Victor Issler e Pedro C. G. Ferreira pelos comentários e sugestões, isentando-os, obviamente, dos equívocos ou imprecisões eventualmente remanescentes.

² Professor do curso de Economia da Universidade de Passo Fundo e pesquisador do CEA-UPF.

³ Professor do curso de pós-graduação da Universidade Federal do Rio Grande do Sul e pesquisador do CNPq.

Teor. Evid. Econ.	Passo Fundo	v. 6	n. 11	p. 145-158	nov. 1998
-------------------	-------------	------	-------	------------	-----------

Um reflexo positivo do investimento público pode ser associado à geração de infra-estrutura (transportes, comunicações, energia elétrica), a qual auxilia no aumento da produtividade do capital privado. Ainda, por tratar-se de um componente da demanda agregada, induz o investimento privado através do incremento da demanda por bens e serviços desse setor e o aumento da disponibilidade de recursos devido aos efeitos positivos sobre o produto e poupança agregada, caracterizando um efeito chamado *crowding-in* ou de complementaridade.

Por outro lado, o investimento por parte do setor público pode reduzir o investimento privado, utilizando recursos físicos e financeiros que estariam disponíveis ao setor privado. O exemplo mais claro seria a elevação da taxa de juros cuja finalidade é financiar os gastos do setor público através de uma maior remuneração dos títulos públicos, contribuindo para a redução da disponibilidade do crédito para o setor privado, reduzindo, também, o investimento desse setor, resultando no efeito *crowding-out* ou de substituição.

No Brasil, os estudos realizados para analisar o comportamento do investimento público e privado não levaram em conta o caráter não estacionário das séries econômicas. Ao agir dessa forma, os pesquisadores podem ter incorrido no chamado problema de *regressão espúria*, discutido em Granger e Newbold (1974, 1986) e Madalla (1992). No estudo de Mareschi-Abreu (1968), as variáveis escolhidas não foram suficientes para induzir o investimento privado; Rodrigues (1988), aplicando os modelos Blejer-Khan e Sudararajan-Thakur, descobriu que existe o efeito *crowding-out* entre investimentos públicos e privados, sendo possível utilizá-los na recomendação de políticas econômicas; Ronci (1991), empregando a metodologia *General to Specific* para um conjunto de dados de investimento público e privado, não encontrou qualquer associação direta entre eles, seja de caráter positivo seja negativo. Studart (1992a, b) realizou um estudo empírico buscando analisar os efeitos de *crowding-in* e *crowding-out*, apontando como conclusão a existência de *crowding-out* para curto prazo, cujo efeito é amplificado no longo prazo.

Os resultados relatados, todavia, não podem ser considerados satisfatórios. Tomemos o caso de Studart (1992a, b). Os resultados do autor estão seriamente comprometidos pelas seguintes razões: primeiro, a não-realização de teste para raiz unitária e de co-integração entre as variáveis abre a possibilidade não remota de que os resultados sejam espúrios, devido à não-estacionariedade dos resíduos da regressão; inclusive, suas conclusões a respeito da causalidade de Granger entre as variáveis ficam postas em xeque; segundo, a estimação de um modelo com correção de autocorrelação via método de Cochrane Orcutt em um modelo com a variável dependente defasada. Nesse caso, os estimadores são viesados e inconsistentes, além de a variância não ser calculada corretamente (Fomby et. Alli, 1986 e Kennedy, 1985).

Assim, o objetivo do presente trabalho é realizar um estudo econométrico para verificar a existência de efeito *crowding-out* ou *crowding-in*, considerando a hipótese da não-estacionariedade das séries econômicas. Para tanto, serão utiliza-

dos os dados de Studart (1992a,b). As evidências encontradas demonstram que o resultado qualitativo obtido por Studart (1992a,b), de *crowding-out*, mantém-se; porém, quantitativamente, as elasticidades estimadas diferem, pois são menores. Após essa breve introdução, a próxima seção apresenta a metodologia utilizada; a seção 3, os resultados empíricos, e a última trata da conclusão.

2 METODOLOGIA

O modelo utilizado para analisar o impacto do investimento público sobre o privado é considerado a seguir:

$$Ipriv = I(Ipriv_{-1}, Ipubl, Bndes, Utcap, Igpt) \quad (1)$$

onde: $Ipriv$ é o investimento privado/

$Ipubl$ é o investimento público;

$Bndes$ é o crédito fornecido pelo BNDES;

$Utcap$ é a utilização da capacidade instalada;

$Igpt$ é a taxa de inflação, considerada aqui como uma variável de incerteza.

Um aumento na utilização da capacidade instalada eleva o lucro agregado, contribuindo para aumentar o investimento privado $Ipriv_{utcap} > 0$. As empresas investirão mais se houver linhas de crédito com perfil de longo prazo, $Ipriv_{bndes} > 0$. As decisões de investimento podem ser proteladas em um ambiente inflacionário devido ao aumento da incerteza, $Ipriv_{igpt} < 0$. Uma vez tomada a decisão de investir, a hipótese de irreversibilidade surge, então $Ipriv_{priv-1} > 0$. Por fim, o efeito de um investimento público sobre o privado é controverso nas economias em desenvolvimento, $Ipriv_{ipubl} > 0$, ou $Ipriv_{ipubl} < 0$. A especificação econométrica da equação (1) toma a seguinte forma:

$$\ln Ipriv = \alpha + \beta_1 \ln Ipriv_{-1} + \beta_2 \ln Ipubl + \beta_3 \ln Bndes + \beta_4 \ln Utcap + \beta_5 \ln Igpt + \epsilon_t \quad (2)$$

onde todas as variáveis estão expressas em logaritmo natural, exceto o $igpt$. O ϵ_t é o termo erro e $b_1 > 0$, $b_2 > 0$ ou $b_2 < 0$, $b_3 > 0$, $b_4 > 0$, $b_5 < 0$.

Os métodos usuais clássicos de estimação e inferência supõem que as variáveis são estacionárias, possuindo média e variância constantes; caso elas sejam não estacionárias, são ditas integradas. Segundo Engle-Granger (1987), uma série é chamada *integrada de ordem d*, denotado por $X_t \sim I(d)$, se, para ser estacionária, é necessário tomar diferenças da ordem d . O problema que surge com o uso de séries $I(d)$ na análise econométrica é que as propriedades usuais do primeiro e do segundo momento não se mantêm, invalidando inferências com elas.

⁴ Studart (1992), em seu estudo, especificou outros modelos a partir desse modelo básico, desdobrando os gastos dos investimentos públicos em administrações públicas, em infra-estruturas, etc. Porém, para o presente trabalho, é suficiente utilizar apenas o seu modelo básico e admitir os resultados para os demais modelos.

Assim, quando se analisam dados envolvendo séries integradas que possuem tendências sem qualquer transformação dos mesmos, há o risco de se obterem resultados sem nenhum significado: coeficiente de determinação elevado; resíduos autocorrelacionados; vies para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados, inflacionando as estatísticas R^2 , F e t para cima, o que não ocorreria se as variáveis fossem estacionárias. Isso é conhecido como problema de *regressão espúria* de Granger e Newbold (1974).

A não-estacionariedade de um processo estocástico é gerada pela existência de raiz unitária no processo auto-regressivo que gera a variável.⁵ Dessa forma, testes sobre a hipótese de raiz unitária desempenham um papel importante, pois podem auxiliar a avaliar a natureza da não-estacionariedade que a maior parte das séries econômicas apresentam. Assim, testar a estacionariedade das séries é fundamental para aplicações empíricas envolvendo séries macroeconômicas.

Para testar a estacionariedade das variáveis, utilizaremos o teste proposto por Dickey-Fuller para raiz unitária. O modelo utilizado é :

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde ε_t é um ruído branco, δ é um operador de defasagem e $\delta = \rho - 1$. O teste de raiz unitária consiste em testar a hipótese de $\delta = 0$, que é equivalente a testar estacionariedade. Se $\delta = 0$, então, a variável X possui raiz unitária, sendo não estacionária. A estatística “t” utilizada para o teste não segue uma distribuição “t” padrão, exatamente devido à não-estacionariedade da variável sob a hipótese nula. Sua distribuição assintótica foi tabulada por Fuller (1976), sendo estendida em Mackinnon (1991) e Haldrup (1994).

Caso as variáveis do modelo que estamos estimando sejam não estacionárias, mas co-integradas da mesma ordem, então, Engle-Granger (1987) mostram que existe um modelo de correção de erro.

$$D\text{lipriv} = \bar{\varepsilon} + \alpha_{t-1} + (\text{lipubl}, \text{lbndes}, \text{lutcap}, \text{igpt}) + V_t \quad (4)$$

onde α_{t-1} é o resíduo defasado da regressão (2) na forma de longo prazo; V_t é o termo erro e $\alpha < 0$. Entretanto, antes de estimar (4), é necessário verificar se as variáveis em (2) são co-integradas. Engle-Granger (1987) propõem um método simples utilizando Mínimos Quadrados Ordinários, o qual consiste, basicamente, em tomar os resíduos da estimativa de (2) para rodarmos

$$\Delta \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \mu \quad (5)$$

⁵ A existência de uma tendência determinística no processo gerador de dados também faz com que a variável seja não estacionária. Todavia, a grande maioria das variáveis macroeconômicas possui uma tendência estocástica, isto é, possui uma raiz unitária.

e verificar se τ é estatisticamente significativo, aumentando a regressão com defasagens da variável dependente, para que ϵ_t seja um ruído branco. Para um τ significativo, as variáveis de (2) são ditas co-integradas, e o resíduo é chamado de *vetor de co-integração*.

A desvantagem desse teste se apresenta quando se utiliza mais de uma variável explicativa, como é comum nos modelos de regressão. Nesse caso, poderão existir múltiplos vetores de co-integração, e os resultados produzidos por esse procedimento seriam uma combinação linear ponderada dos diferentes vetores co-integrados, embora muitas vezes o método não consiga captar os vetores. Procurando solucionar o problema da existência de vários vetores, Johansen (1988) propôs um procedimento a partir do uso do método de máxima verossimilhança. As principais etapas do procedimento de Johansen iniciam expressando o processo gerador de dados (PGD) de um vetor P de variáveis como um processo auto-regressivo (VAR) não restrito em níveis das variáveis

$$Y_t = a + P_1 Y_{t-1} + P_2 Y_{t-2} + \dots + P_p Y_{t-p} + e_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

expressando P como $P = ab'$, onde a e b são matrizes $p \times r$. Admite-se que, apesar de DY_t ser estacionária e Y_t ser não estacionária, as combinações lineares expressas por $b'Y_t$ são estacionárias. Considerando-se que p é o número de variáveis no vetor Y_t , o *rank* de P é dado por $r \leq p$, onde r determina o número dos distintos vetores de co-integração que podem existir entre as p variáveis incluídas no sistema. O espaço de co-integração pode ser determinado a partir da construção de dois testes de razão de verossimilhança: teste do Traço e teste do Máximo Valor. Os resíduos e_1, \dots, e_T gaussianos.

No teste do Traço, a hipótese nula considera que o número dos vetores de co-integração é $r \leq p$ ou $P = ab'$ (onde $p = 1, 2, \dots, n-1$) e, como alternativa, uma hipótese mais genérica $r = n$. A estatística de teste é:

$$Q_1 = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (7)$$

No teste do Máximo Valor, a idéia básica é verificar a significância do maior autovalor, confrontando a hipótese nula de que r vetores de co-integração são significativos contra a alternativa de que o número de vetores significativos seja $r + 1$. A estatística de teste é

$$Q_2 = -T \cdot \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (8)$$

Através do procedimento de Johansen, obtêm-se testes para determinar o número de vetores de co-integração e como estimá-los. Os valores críticos para esses testes foram fornecidos por Johansen e Juselius (1990). Uma apresentação mais completa do procedimento de Johansen pode ser encontrada em Enders (1995), Harris (1996) e, num nível mais introdutório, em Maddala (1992).

3 RESULTADOS EMPÍRICOS

Os dados utilizados são anuais para o período de 1973-1989 e foram obtidos de Studart (1992a,b), que analisou a causalidade entre investimento público e privado. A primeira análise a ser feita dos dados é verificar a estacionariedade das séries de investimento público e privado, do crédito fornecido pelo BNDES, da utilização da capacidade instalada e da taxa de inflação através dos testes para raiz unitária. A Tabela 1 mostra o resultado do teste Dickey-Fuller (DF), empregado na versão com constante e tendência, para as variáveis em níveis, e com constante e sem tendência para primeiras diferenças. As variáveis em níveis são todas I (1), exceto para IGPT, que indica a possibilidade de ser integrada de ordem 2. Em primeiras diferenças, as variáveis são I (0), sendo necessárias duas diferenças para o IGPT. Studart (1992a, b) realizou um teste para raiz unitária para o Ipriv-1, concluindo que essa variável era estacionária. Sem dúvida alguma, à luz dos resultados da Tabela 1, é evidente concluir que o autor cometeu um equívoco, pois usou valores críticos errados. Além disso, não deveria testar apenas Ipriv-1 como, também, submeter as demais variáveis.

Tabela 1 - Resultados do teste de raiz unitária

Variável	No. Defasagem	Estatística DF ¹	Integração
Lipubl	0	-3,3268	I (1)
Lipriv	0	-2,0660	I (1)
Lbndes	0	-2,9720	I (1)
Lutcap	0	-1,1451	I (1)
Igpt	0	2,8422	I (2)
Dlipubl	0	-2,3801	I (0)
Dlipriv	0	-3,5600	I (0)
Dlbndes	0	-3,2815	I (0)
Dlutcap	0	-3,2220	I (0)
Digpt	0	0,6564	I (1)
Ddigpt	0	-3,3388	I (0)

Fonte: Resultados utilizando os dados de Studart (1992a, b).

¹ O número de defasagens foi escolhido selecionando-se a última defasagem significativa.

Nota: O software PCGIVE foi usado para as estimações.

As séries de dados utilizados neste trabalho são não estacionárias, como demonstraram os resultados do teste de raiz unitária; então, é necessário testar co-integração. Só assim, poderemos obter o vetor de correção de erro (VCE) e estimar a dinâmica de curto e longo prazo. A co-integração foi testada pelo método de Johansen, empregando cinco variáveis. Dessa forma, a dimensão máxima do espa-

ço de co-integração é quatro, devendo-se esperar que r situe-se no intervalo $0 \leq r \leq 4$. Os resultados do teste do Máximo Valor, na Tabela 2, sugerem a existência de, no máximo, apenas um vetor de co-integração no nível de 5%. Esse resultado leva à utilização do método de Engle-Granger, que é um método válido para testar a existência de, no máximo, um vetor de co-integração, podendo-se confirmar se as variáveis são realmente co-integradas.

Tabela 2 - Resultados do procedimento de Johansen

$H_0: r$	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$	$\lambda_{\max} (0,95)^2$
0	41.3*	33.5
1	24.91	27.1
2	14.75	21.0
3	4.71	14.1
4	4.2*	3.8

Fonte: Resultados utilizando os dados de Studart (1992a, b).

¹**Denota rejeição no nível de de 1%; * denota rejeição no nível de 5%.

² Valores críticos do teste do Máximo Valor no nível de 5%.

Tabela 3 - Estimação de lipriv por MQO - período amostral 1973 a 1989

Variável	Coef.	E.P.	Estat. t	R ² Parcial
Lipubl	-0.4655	0.1613	-2.885	0.5148
Lbndes	0.1674	0.0490	3.418	0.5280
Lutcap	2.7650	0.6094	4.537	0.7284
lgpt	-0.0167	0.0100	-1.668	0.3613
Constante	-16.114	3.2131	-5.015	0.7539
R ² = 0,75	$\sigma = 0.0699$	F (4;12) = 8.3211	DW = 2.03	
ADF = -4.0649 ⁶	Valores críticos: 5,2416 (Mackinnon -1991) ⁷ e -5,59 (Haldrup- 1994)			

Fonte: Resultados utilizando os dados de Studart (1992a, b).

⁶ O Dickey-Fuller Aumentado é o teste mais empregado para verificar a existência de raiz unitária para o residuo da regressão de co-integração. O valor apresentado no teste é comparado com os valores tabelados por Mackinnon (1991) em Harris (1996). A hipótese nula nesse teste é $e_t \sim I(1)$, e Y_t e X_t não co-integram, contra a alternativa, $e_t \sim I(0)$, e as variáveis co-integram.

⁷ Em virtude de estimarmos variáveis I (1) e I (2) conjuntamente, os valores críticos para testar para raiz unitária são fornecidos por Haldrup (1994) em Harris (1996). Para o presente caso, com uma variável I(2) e 4 I(1), uma amostra de 25 possui o valor crítico a 10% de -5,03 e -5,59 para 5%, o que apenas confirma a não-co-integração.

A regressão de co-integração é apresentada na Tabela 3. Essa regressão pode ser interpretada condicionalmente à existência de co-integração, como a relação de longo prazo entre as variáveis em estudo. O valor das elasticidades não é muito elevado para o *lbndes* e *lipubl*, porém é elevado para a variável utilização da capacidade instalada. Os sinais estão de acordo com o esperado, e o *lipubl* indica a ocorrência do efeito *crowding-out* entre investimento público e privado. Os resíduos obtidos através dessa regressão foram testados para estacionariedade e, como pode ser visto pelo valor do teste ADF, a hipótese nula de não-estacionariedade é aceita, considerando o valor crítico tabelado por Mackinnon (1991) e Haldrup (1994) no nível de 5% de significância, o que significa que não há co-integração entre as variáveis.⁸

A existência de uma relação de longo prazo é descartada pela falta de co-integração entre as variáveis, e a não-estacionariedade dos resíduos faz com que a inferência estatística da regressão acima seja inválida. Entretanto, é possível verificar as relações de curto prazo entre as variáveis, estimando um modelo em primeira diferença, uma vez que as variáveis são não estacionárias. É importante lembrar que não há o risco de regressão espúria, pois as condições de não-co-integração e de não-estacionariedade são consideradas.⁹ Os resultados são apresentados na Tabela 4 a seguir.

A estimativa encontrada para utilização da capacidade instalada indica que essa variável de demanda apresenta um coeficiente positivo e de grande magnitude, quando incorporada numa equação de investimento. Ela possui um caráter pró-cíclico, estimulando o investimento quando a taxa de utilização encontra-se elevada. Além disso, supõe-se que ela possui uma relação positiva com os lucros: os períodos em que a economia como um todo estiver utilizando uma elevada proporção da sua capacidade produtiva serão períodos em que os lucros agregados estarão elevados, daí o incentivo a investir.

O coeficiente associado ao crédito apresentou sinal esperado, porém não significativo. É possível associar essa variável ao IGPT, pois elevados índices de inflação dificultam a criação de linhas de créditos de longo prazo em virtude do risco crescente por parte dos emprestadores, bem como dos tomadores, resultando num desincentivo ao investimento produtivo.

O desempenho da variável de incerteza (DDIGPT) não foi estatisticamente significativo, mas, pelo sinal apresentado, fica evidente que poderia existir uma relação inversa entre IGPT e investimento.

⁸ O teste de co-integração foi realizado apenas no nível de 5%, no entanto poderíamos ter considerado o teste para níveis de 10% e 15%, uma vez que é um teste de baixa potência e, assim, possivelmente, aceita a existência de co-integração entre as variáveis. Ver Hamilton (1994).

⁹ Maddala (1992) apresenta uma discussão extremamente lúcida subscrevendo o caminho aqui seguido.

Tabela 4 - Estimação de Dlipriv por MQO - período amostral 1974 a 1989

Variável	Coef.	E.P.	Estat. T	R ² Parcial
Dlinpriv-1	0.1255	0.2698	0.465	0,0212
Dlipubl	-0.5179	0.1895	-2.733	0.4276
Dlbndes	0.0840	0.0613	1.371	0.1582
Dlutcap	1.5625	0.7599	2.056	0.2971
Ddigpt	-0.0201	0.0160	-1.259	0.1369
Constante	-0.0142	0.0226	-0.631	0.0383
R2 = 0,52 $\sigma = 0.081$ F (5;10) = 2.19 [0,1365] DW = 2.24				
RSS = 0.065 AR1 - 1F (1;9) = 0.72505 [0.4166]				

Fonte: Resultados utilizando os dados de Studart (1992a, b).

A inclusão da variável Dlipriv defasada em um período na regressão não logrou resultados significativos, embora o sinal do coeficiente estimado tenha sido positivo, como era esperado. Possivelmente, isso ocorreu em virtude de a defasagem já estar incluída na primeira diferença da variável dependente.

O aspecto mais interessante da Tabela 4 é que a taxa de investimento do setor público é negativa e significativa. Esses resultados indicam uma relação de *crowding-out* entre os investimentos público e privado no curto prazo, confirmando que existe uma competição por recursos na economia brasileira. Dessa forma, um acréscimo de um ponto percentual no investimento público leva a uma redução de 0,51 ponto percentual no investimento privado.

A equação foi reestimada excluindo-se a variável lipubl, e os resultados pioraram muito. Os efeitos ficaram visíveis na queda das estatísticas t de todas as variáveis do modelo e na redução o R² e na estatística F. A conclusão geral é de que o lipubl desempenha um grande papel na explicação do investimento privado e de que a sua exclusão resulta na perda do poder explicativo de outras variáveis que possuem uma correlação com o investimento público. É o caso da utilização da capacidade instalada e da variável crédito, que ainda teve o seu sinal alterado.

Visto que o modelo de Studart não é a melhor especificação, foi adotado um procedimento para estimação do modelo que inicia com uma equação mais geral, fazendo restrições sobre os parâmetros e testando a significância estatística. Para Cuthbertson et alli (1992), essa metodologia evita as incorreções de se estimar um modelo com restrições *a priori* nos parâmetros, o que pode conduzir a uma especificação incorreta do modelo. Dessa forma, inicialmente, foi estimado um modelo considerando defasagens para todas as variáveis e, a partir daí, impondo restrições sobre os parâmetros menos significativos. O modelo com o melhor desempenho é apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 - Estimação de Dlipriv por MQO - período amostral 1974 a 1989

Variável	Coef.	E.P.	Estat. t	R ² Parcial
Dlipubl	-0.3084	0.1380	-2.235	0.2775
Dlutcap	1.3644	0.6249	2.183	0.2683
Constante	-0.0190	0.0212	-0.896	0.0582
R2 = 0,37 $\sigma = 0.081$ F (2;13) = 3.8256 [0,0494] DW = 2.0				
0 RSS = 0.086 AR1 - 1F (1;12) = 0.01043 [0.9203]				

Fonte: Resultados utilizando os dados de Studart (1992a, b).

Tabela 6 - Estimação de lipriv por CORC - período amostral 1973 a 1989

Variável	Coeficiente	Estat. t
Constante	-9,75	-26,45
Ligpt	-0,083	-19,25
Lutcap	2,83	29,46
Lbndes	0,17	22,58
Lipubl	-0,77	-26,03
Lipriv-1	0,37	13,32
R2 = 0,97 DW = 2,12 F = 99,54		
$U_t = -0,8272U_{t-1} - 0,8791U_{t-2} + V$		
(-7,5642) (-9,4012)		

Fonte: Resultados de Studart (1992a, b).

Tabela 7 - Estimação de lipriv por MQO - período amostral 1974 a 1989

Variável	Coef.	E.P.	Estat. t	R2 Parcial
lipriv-1	0,3207	0,1830	1,752	0,2349
Lipubl	-0.5164	0.11543	-3.346	0.5282
Lbndes	0.1346	0.0480	2.802	0.4398
Lutcap	2.5780	0.6006	4.292	0.6482
lgpt	-0.0121	0.0054	-2.239	0.3340
Constante	-14.632	3.2917	-4.445	0.6640
R2 = 0,82 $\sigma = 0.0610$ F (5;10) = 9.6343 DW = 2.83				
RSS = 0,03772 AR1-1F (1,9) = 2,468 [0,1506] AR1-2F (2, 8) = 2,7951 [0,1201]				

Fonte: Resultados utilizando os dados de Studart (1992a, b).

Tabela 8 - Estimação de lipriv por CORC - período amostral 1973 a 1989

Variável	Coefficiente	Estat. t
Constante	-2,06	0,77
Ligpt	-0,05	-1,93
Lutcap	0,37	0,61
Lbndes	-0,01	-0,03
Lipriv-1	-0,30	-1,22
R2 = 0,56	DW = 1,94	F = 4,28
$U_t = 1,0543U_{t-1} - 0,6812U_{t-2} + V$		
$(4,2972) \quad (-2,8002)$		

Fonte: Resultados de Studart (1992a, b).

Novamente, os resultados confirmam o efeito *crowding-out* existente entre investimento público e privado e o papel da utilização da capacidade instalada no aumento do investimento privado. Entretanto, houve uma queda na elasticidade de impacto das variáveis e um aumento na estatística F. Os resultados apresentados até agora diferem muito dos obtidos por Studart (1992a,b), que são mostrados nas Tabelas 6 e 8 em seqüência. Como é possível observar, os coeficientes, em geral, são mais elevados em relação aos apresentados nas Tabelas 4 e 5. Além disso, as estatísticas t, F e R² são extremamente grandes. Esses resultados, possivelmente, são induzidos pela não-estacionariedade das variáveis e pela falta de co-integração entre elas, em nada implicando um “melhor” modelo, além do uso de uma técnica de estimação que produz resultados viesados e inconsistentes, mesmo com estacionariedade das variáveis, como discutido na introdução. Por outro lado, quando apresentamos o modelo abaixo sem correção de autocorrelação (ver Tabela 7), testes da hipótese de autocorrelação não indicam a presença da mesma em qualquer nível de significância razoável, invalidando o uso da correção de autocorrelação empregada por Studart (Tabelas 6 e 8). Note-se que a estatística DW não pode ser usada já que temos uma variável dependente defasada (Matos (1994), Maddala (1992)). Com a exclusão da variável lipubl, os resultados pioram de forma drástica, invertendo alguns sinais, além de reduzir as estatísticas t, F e R² (Tabela 8).

4 CONCLUSÃO

A aplicação empírica de modelos econômicos é indispensável para o desenho de políticas econômicas. Contudo, essas políticas são reféns da qualidade dos resultados empíricos obtidos. Assim, é importantíssimo tomar extremo cuidado com o problema de relações espúrias e/ou resultados inflacionados na análise, principalmente quando se empregam séries macroeconômicas. A literatura dos últimos

anos desenvolveu-se a passos largos, e tais problemas, documentados desde 1974, foram incorporados na análise econométrica, inclusive em nível introdutório no exterior.

Deste estudo com os dados de Studart, podem-se tirar algumas implicações. A primeira vai no caminho de que os investimentos públicos e privados no Brasil no período analisado competem por recursos existentes na economia, isto é, ocorre o efeito *crowding-out*. Assim, num contexto em que os recursos forem escassos, quanto maior a participação do investimento público, menor a parcela do investimento privado. Segundo, a maior mensagem do artigo é a necessidade de serem bem observadas as suposições implícitas ao modelo econométrico que se está estimando, pois, como no caso de Studart, os resultados qualitativos são semelhantes, porém, quantitativamente, são diferentes ao reconhecerem a não-estacionariedade. Terceiro, este trabalho considerou apenas o investimento público agregado, no entanto seria muito interessante verificar o efeito *crowding-out* e *crowding-in* empregando dados desagregados, como, por exemplo: apenas gastos em infra-estrutura, gastos em administrações públicas, etc. Por fim, combinando essas implicações, embora os resultados de *crowding-out* se mantenham admitindo não-estacionariedade, as formulações de políticas econômicas podem estar superestimando os impactos do investimento público sobre o privado, caso admitamos os resultados de Studart.

5 BIBLIOGRAFIA

- CUTHBERTSON, K. et alli (1992). *Applied econometric techniques*. London: Harvester-Wheatsheaf.
- ENDERS, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley and Sons.
- ENGLE, R. F. AND GRANGER, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276.
- FULLER, W. (1976). *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley and Sons.
- FOMBY, T., HILL, R. C., & JOHNSON, S. (1984). *Advanced econometric methods*. New York: Springer-Verlag.
- GRANGER, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric model and cross-spectral methods. *Econometrica*. v. 37 p. 424-438.
- GRANGER, C. W. & NEWBOLD, P. (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 26 n. 1, p. 45-66.
- GRANGER, C. W. & NEWBOLD, P. (1986). *Forecasting economic time series*, 2. ed., Orlando: Academic Press.

- HAMILTON, J. D. (1994). *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- HARRIS, R. (1996). *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Harvester-Wheatsheaf.
- JOHANSEN, S & JUSCELIUS, K (1990). Maximum likelihood estimation and inference an cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. v. 52, p. 162-211.
- KENNEDY, P. (1985). *A guide to econometrics*, 3. ed. Cambridge: MIT press.
- MADDALA, G. G. (1992). *Introduction to econometric*, 3. ed. New York: McGraw-Hill.
- MARESCHI, A. AND ABREU, J. (1968). O investimento privado no Brasil, 1948-64. *IPE/USP*.
- NUNES, J. M. M. (1995). Raízes unitárias, flutuações econômicas e a “persistência” dos choques. *Revista de Economia Política*, v. 15 n. 2. abr. jun.
- RODRIGUES, S. V. (1988). *Determinantes do investimento privado no Brasil: um estudo econométrico*. Dissertação (Mestrado) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- RONCI, M. V. (1991). *Política econômica e investimento privado no Brasil (1955-82)*. Rio de Janeiro, FGV.
- STUDART, G. G. (1992a). Investimento público e formação de capital do setor privado do Brasil: análise empírica dos efeitos de curto e longo prazos durante o período 1972-1989. Dissertação (Mestrado) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- STUDART, G. G. (1992b). Investimentos públicos e privados no Brasil: análise empírica da relação de curto e longo prazos durante o período 1972-1989. In: XXII Encontro Nacional de Economia, 1992, Campos de Jordão, *Anais*.

SYNOPSIS

CO-INTEGRATION, CROWDING-IN AND CROWDING-OUT EFFECTS AMONG PUBLIC AND PRIVATE INVESTMENT IN BRAZIL: 1973-1989

This essay accomplishes an econometric study to verify the existence of crowding-out or crowding-in effects between public and private investments, considering the hypothesis of non-stationary of economic series. The evidences that were found out show that the qualitative result obtained in prior works of crowding-out effect are maintained, but, quantitatively, the estimated elasticities are smaller.

Key-words: crowding-out effect, crowding-in effect, stationary, co-integration, public investment, private investment.

SINOPSIS

CO-INTEGRACIÓN, EFECTOS CROWDING-IN Y CROWDING-OUT ENTRE INVERSIÓN PÚBLICA Y PRIVADA EN BRASIL: 1973 - 1989

El presente trabajo realiza un estudio econométrico para verificar la existencia de efectos crowding-out o crowding-in entre inversión pública y privada, considerando la hipótesis de no estancamiento de las series económicas. Las evidencias que se encontraron demuestran que el resultado cualitativo obtenido en trabajos anteriores de un efecto crowding-out se mantiene, sin embargo, cuantitativamente las flexibilidades estimadas son menores..

Palabras clave: Efecto crowding-out, efectocrowding-in, estancamiento, co-integración, inversión pública, inversión privada.