

ESTIMATIVAS DA PRODUTIVIDADE DO CAPITAL PÚBLICO NO BRASIL

Chrystian Soares Mendes*

Luckas Sabioni Lopes**

Resumo: Este artigo tem como principal objetivo estimar a produtividade do capital público na economia brasileira. Para tanto, analisa-se uma base de dados variando de 1974 a 2008 através de um modelo VEC aplicado às séries temporais agregadas do Brasil. As evidências apontam para a predominância do efeito de complementariedade entre o capital público e privado, e efeitos positivos de ambos os tipos de capital sobre a atividade econômica do país, fenômeno conhecido como *crowding-in effect*. Além disso, o capital privado tem uma elasticidade cerca de duas vezes maior do que a do capital público sobre o PIB. Conclui-se, assim, que as políticas de investimentos governamentais no país tendem a estimular a atividade econômica, tanto por seu efeito direto sobre o produto, como indiretamente, através do incentivo ao setor privado.

Palavras-chave: Produtividade do Capital Público; VEC; Brasil.

Abstract: This paper estimates the productivity of the public capital in Brazil, measuring its effects on the private capital accumulation and on the general economic activity, by means of a VEC model applied to a data set ranging from 1970 to 2008. We find that public and private capital are complementary, both affecting the economy positively. Moreover, GDP is more responsive to movements in the private than in the public capital. In

* Doutor em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, Professor da Universidade Federal de Ouro Preto.

** Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa

this sense, we conclude that the crowding-in effect is present in the Brazilian economy, with the public investment stimulating Brazilian output directly and/or indirectly, through its positive feedback effects with the private sector.

Key-words: Public Capital Productivity; VEC; Brazil.

JEL: H4, O4.

Resumen: El objetivo principal de este artículo es estimar la productividad del capital público en la economía brasileña. Para ello, se analiza una base de datos que van desde 1974 hasta 2008, a través de un modelo VEC aplicado a series de tiempo agregado de Brasil. Las evidencias apuntan a la predominancia del efecto de complementariedad entre el capital público y privado, y los efectos positivos de ambos tipos de capital en la actividad económica del país, un fenómeno conocido como crowding-in effect. Además, el capital privado tiene una elasticidad de aproximadamente dos veces mayor que el capital público sobre el PIB. Puede concluirse, por tanto, que las políticas de inversiones del gobierno en el país tienden a estimular la actividad económica, tanto por su efecto directo sobre el producto, e indirectamente, mediante el fomento del sector privado.

Palabras clave: Produtividad del capital público; VEC; Brasil.

1 Introdução

O papel do capital público no crescimento dos países vem há muito tempo sendo discutido na literatura econômica. Em países em desenvolvimento, como é o caso brasileiro, este tipo de análise ganha especial importância em razão da escassez e da dificuldade de acesso aos recursos produtivos.

Por um lado, argumenta-se que a provisão governamental de serviços como rodovias, aeroportos, água e esgotos tratados podem, por exemplo, elevar da produtividade dos insumos privados, reduzir os custos de produção e incentivar a aglomeração produtiva, levando a um efeito “*crowding-in*” entre capital público e produto privado (Pereira, 2000). Por outro lado, ao financiar projetos desse tipo, o governo concorre pelos recursos disponíveis, gerando um aumento da taxa de juros e possivelmente reduzindo do investimento privado, isto é, causando o efeito “*crowding-out*” (AFONSO e AUBYN, 2009).

O sinal das relações empíricas depende de qual efeito prevalece em uma economia, em dado intervalo de tempo e, nesse sentido, os estudos têm obtido resultados mistos. Um artigo seminal nesta literatura deve-se a Aschauer (1989). Para esse autor, grande parte do declínio da produtividade privada norte americana nos anos de 1970 foi causada por uma prévia redução dos investimentos públicos. Sua análise se baseava em funções de produção do tipo Cobb-Douglas para dados agregados daquele país, entre os anos de 1949-85. O referido autor encontrou elasticidades produto-capital público elevadas, variando de 0,36 a 0,56 (sendo maiores até mesmo que a elasticidade produto-capital privado). Resultados similares foram obtidos por Munell (1990), que estudou um período similar, 1949-87, também para os Estados Unidos da América.

Estes estudos estimularam um grande debate acadêmico. Diversos autores, por exemplo, criticaram as estimativas citadas anteriormente, alegando inconsistência dos métodos utilizados para obtê-las. Entre eles, podem-se citar os trabalhos de Baltagi e Pinnoi (1995) e Holtz-Eakin (1994), que avaliaram dados para os 48 estados norte americanos durante o período de 1970-86. Eles argumentaram que, ao se controlar para os efeitos específicos de cada região, que poderiam incluir a qualidade das instituições políticas e sociais, entre outros fatores, este efeito positivo do capital público sobre o produto privado desapareceria. De fato, a estimativa da elasticidade do capital público sobre o produto nesses artigos não foi estatisticamente diferente de zero.

Mais recentemente, a literatura internacional continua apresentando resultados inconclusivos, ora apresentando retornos expressivos do capital público, como em Pereira (2000), que avaliou os dados agregados norte americanos dentro de uma abordagem de vetores auto-regressivos (VAR), e Henderson e Kumbhakar (2006) que estudaram os dados deste país em nível estadual, através do método Kernel de estimação generalizada; ora apresentando resultados mais modestos, como Afonso e Aubyn (2009) que realizaram análises VAR para 17 países industrializados entre 1960 e 2005, encontrando efeitos negativos do investimento público sobre o produto no caso da Bélgica, Irlanda, Canadá, Reino Unido e Holanda, e efeitos expansivos no caso da Áustria, Alemanha, Dinamarca, Finlândia, Grécia, Portugal, Espanha e Suécia.

Para o caso brasileiro, as análises têm se dedicado mais à avaliação dos efeitos dos gastos do governo sobre o produto, enquanto que poucas tratam dos impactos do estoque de capital público sobre a atividade econômica. Nesse sentido, cabe destacar os estudos de Oliveira *et al.* (2009), que avaliaram o crescimento das cidades brasileiras à luz da Nova Geografia

Econômica, encontrando resultados positivos sobre o aumento do produto advindos dos gastos do governo, e negativos dos impostos; de Rocha e Giuberti (2007), que verificaram uma relação negativa entre gastos correntes e o crescimento econômico, uma relação positiva entre gastos com capital e a taxa de crescimento, e, por fim, em um nível mais desagregado, uma relação positiva entre gastos com defesa, educação, transporte e comunicação com o crescimento econômico nos estados brasileiros; e, de Cândido Júnior (2001), que concluiu que os gastos públicos estão acima do nível ótimo e de que há indícios de baixa produtividade destes dispêndios no país.

O presente artigo pretende, assim, avançar nos estudos referentes ao impacto do capital público sobre o produto brasileiro, fornecendo, com isso, subsídios adicionais à formulação de políticas que se baseiam na realização de projetos de investimento por parte do setor governamental. Para tanto, analisa-se uma base de dados que varia entre 1974 e 2008, em que foi realizada uma análise utilizando um modelo de correção do erro vetorial (VEC). O período de análise foi selecionado de modo a maximizar o número de observações presente em cada série, entretanto, a mensuração de alguns dos indicadores utilizados no presente artigo é trabalhosa e só é disponibilizada com considerável defasagem.

Adianta-se, aqui, que os testes indicaram a predominância de efeitos *crowding-in* na economia brasileira durante o período considerado. Capitais público e privado se retroalimentam, afetando positivamente a atividade econômica. Além disso, ambas as fontes de capital respondem em menor intensidade às variações nos impostos e nos juros do que a atividade econômica em geral.

2 Referencial teórico

Como sugerido por Aschauer (1989), considera-se o produto de uma economia definido por:

$$Y_t = A_t * f(N_t, K_t, G_t), \quad (1)$$

em que, Y_t mede o produto agregado real da economia, N_t a mão de obra empregada no processo produtivo, K_t o estoque de capital privado não residencial, e A_t representa uma medida de mudança tecnológica Hicks-neutra. O índice t indica um período específico no tempo, e G_t denota um fluxo de produtos e serviços do governo, assumidamente relacionado com o estoque de capital público.

Pode-se adotar a forma funcional de (1) como uma Cobb-Douglas generalizada. Esse procedimento conduz à seguinte função de produção:

$$y_t = a_t + e_n * n_t + e_k * k_t + e_g * g_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

com a notação em letra minúscula representando os logaritmos das variáveis citadas anteriormente. Adicionalmente, e_i , com $i = n, k, g$, representa a elasticidade do produto em relação à mão de obra, ao capital privado e ao capital público, respectivamente. Basicamente, neste modelo, a questão de política centra-se no teste da hipótese de que e_g seja igual à zero. Por fim, ε_t representa um termo de erro que, de acordo com a suposição acerca da sua forma, chega-se a diferentes modelos econométricos. Espera-se, contudo, que uma boa especificação torne-o aproximadamente independente e identicamente distribuído.

A racionalidade para a inclusão de G como um argumento na função de produção, segundo Aschauer (1989), deve-se às características de não exclusividade e não rivalidade presentes em uma categoria de bens conhecidos como “bens públicos” (ver, por exemplo, Samuelson, 1954). Não exclusividade diz respeito aos benefícios de certas atividades que não são totalmente apropriáveis pelo seu proprietário. Por exemplo, imagine-se que a iluminação de uma rua seja de propriedade privada. Entretanto, é muito difícil, senão impossível, para o proprietário do negócio proibir o consumo desta eletricidade por um carro adicional que passasse pela rua. Assim, o benefício total advindo deste bem não é de exclusividade de seu proprietário, como seria no caso de uma televisão ou de um imóvel e, com isso, um mercado privado falharia em alocar os recursos eficientemente neste caso. Já não rivalidade aparece quando o consumo de uma pessoa não diminui a quantidade de produto disponível para os outros consumidores ou, de outra forma, quando o custo marginal de produção para um consumidor adicional é zero. Observa-se que esta característica também está presente no caso ilustrado anteriormente e, da mesma forma, o mercado falharia na provisão do bem ou serviço considerado, por não conseguir precificá-lo (VARIAN, 1992).

Outra justificativa para a intervenção do governo advém da presença de elevadas economias de escala na produção de alguns setores. Como ilustra Aschauer (1989), a aquisição e a distribuição de água, por exemplo, podem ter seu custo reduzido com escalas de produção mais altas e, muito embora o setor privado possa ingressar eficientemente neste mercado, ele o faria sob uma estrutura monopolista. Possivelmente, a entidade produtiva mais eficiente, ou com menores custos de monitoramento, desse modo, seria o próprio governo.

Até agora, entretanto, apresentaram-se justificativas para a inclusão do setor governamental na equação (1), mas pouco foi dito sobre os canais pelos

quais o capital público poderia afetar o nível do produto nacional. A respeito deste ponto, é interessante citar Läschler e Aschauer (1998). Segundo os referidos autores, caso o capital privado e o público fossem substitutos perfeitos, o aumento deste último deveria ter o mesmo efeito sobre o crescimento econômico do que um aumento do primeiro. Porém, podem existir efeitos de arrastamentos negativos (*crowding-out*) entre investimentos públicos e privados que intervêm neste relacionamento direto. Isto ocorreria por duas razões: em primeiro lugar, financeiramente, pois o financiamento dos investimentos governamentais por impostos ou empréstimos levaria a uma redução da renda disponível privada, ou a um aumento nos juros básicos, num contexto de mobilidade imperfeita de capitais; e, em segundo lugar, fisicamente, pois a formação de capital público diminuiria a disponibilidade de investimentos lucrativos aos demais agentes econômicos.

A magnitude do efeito *crowding-out*, por sua vez, depende de tipo de bem produzido pelo investimento público adicional, isto é, se são produzidos bens públicos ou privados e, assim, se a produção do governo é substituta ou complementar à privada. Os trabalhos de Easterly, *et al.* (1994) e Afonso e Aubyn (2009) mostram que, em nível internacional, não é incomum que o investimento público deprima o privado, ou que não afete significativamente o produto da economia.

Outro argumento forte que permeia o resultado anterior, qual seja, da persistência do efeito *crowding-out*, é o de que, em geral, os investimentos públicos não são realizados com o mesmo objetivo de maximização de lucros como seriam os investimentos privados. Muitas vezes, outras metas como a maximização dos votos ou do poder político poderiam prevalecer (Alesina, 1987).

A respeito dos efeitos do capital público sobre a acumulação de fatores na economia, outro canal em que esta variável poderia afetar o produto real se dá por sua influência na taxa de crescimento da produtividade. Se o capital público e privado são complementares, um aumento do primeiro poderia tanto estimular a acumulação de capital privado como elevar a sua produtividade. Tal efeito de complementaridade caracteriza-se no fenômeno de *crowding-in*.

Ele poderia ocorrer, por exemplo, quando o governo investisse na infraestrutura de rodovias, linhas férreas e aéreas, elevando a competitividade do setor privado, bem como com gastos em estrutura urbana, sanitária e educacional. De fato, Easterly e Rebelo (1993) afirmam que a parcela do investimento público total destinado à infraestrutura de transportes e comunicação é consistentemente correlacionada com o crescimento do produto, resultado também encontrado por de Rocha e Giuberti

(2007) para o caso brasileiro, em que se verifica uma relação positiva entre gastos com capital e a taxa de crescimento, e em um nível mais desagregado, uma relação positiva entre gastos com defesa, educação, transporte e comunicação com o crescimento econômico nos estados brasileiros.

Deste modo, pode-se entender o impacto do investimento público sobre o crescimento do produto como fruto de duas forças antagônicas, uma que age em substituição ao capital privado, onerando-o e reduzindo-o, e outra que tende a complementar a formação de capital das empresas e famílias, estimulando-a e tornando-a mais produtiva. A força de cada um destes movimentos depende, entre outros fatores, dos setores econômicos nos quais os governos locais ou nacionais, historicamente, direcionaram seus investimentos e dos seus objetivos, da qualidade de sua administração e da forma de financiamento utilizada nos projetos implantados. Nesse sentido, a análise empírica realizada a seguir pode elucidar o peso relativo que cada um dos fenômenos, *crowding-in* ou *crowding-out*, obtiveram na economia brasileira.

3 Metodologias e base de dados

Modelos de vetores autorregressivos são indicados quando as variáveis analisadas apresentam importantes ciclos de retroalimentação dinâmicos. Nesse contexto, estimativas baseadas em mínimos quadrados ordinários, como aquelas presentes em Aschauer (1989), entre outros, sofreriam tanto do viés de simultaneidade, quanto de resultados espúrios, se não se controla para as possíveis relações de cointegração.

Segundo Pereira (2000), em análises de séries temporais que tratam do impacto do capital público sobre a atividade econômica privada, a consideração dessa simultaneidade é fundamental. Por exemplo, um meio direto no qual o capital público intervém na produção está ilustrado na equação (1), anteriormente. Mas, G também poderia afetar a produtividade do insumo K , através da produção de bens e serviços complementares aos do setor privado, como estradas, portos ou escolas. Por sua vez, essa expansão da produtividade e do produto privado poderia elevar a base de arrecadação dos governos, deslocando sua restrição orçamentária e possibilitando mais investimentos públicos, caracterizando uma causalidade indireta entre G e Y .

Entretanto, choques negativos sobre a atividade econômica poderiam incentivar mais investimentos e formação de capital por parte dos governos a fim de se reaproximar a produção privada de seu nível de pleno emprego, ou do nível pré-recessão. Portanto, uma relação causal inversa seria igualmente plausível. Deste modo, a fim de contornar a simultaneidade entre as variáveis e a possibilidade da existência de relações de cointegração, é inte-

ressante realizar análises baseadas na metodologia de correção do erro vetorial, VEC, como descrito a seguir.

Modelos VEC são sistemas de vetores autorregressivos (VAR) que contêm séries não estacionárias (Enders, 1995). Eles restringem o comportamento de longo prazo das variáveis endógenas fazendo-as convergirem para suas relações de equilíbrio, ou de cointegração¹. As equações do VEC, contudo, permitem desvios de curto prazo e são, por isso, também conhecidas como termos de correção do erro.

A formalização econométrica do modelo segue a proposta por Johansen (1991). Considera-se, inicialmente, um VAR de ordem p , isto é:

$$z_t = A_1 * z_{t-1} + \dots + A_p * z_{t-p} + B * x_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

em que, z é um vetor $k \times 1$ com “ k ” variáveis endógenas não estacionárias e integradas de ordem 1, $I(1)$; x é um vetor $d \times 1$ com “ d ” variáveis determinísticas, tais como constante, tendência, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção, etc.; A e B são matrizes $k \times k$ de parâmetros a serem estimados; e, ε é um vetor $k \times 1$ de inovações ou, em outras palavras, o erro aleatório.

Deve-se notar que, se as variáveis contidas em z fossem estacionárias em nível, a estimação de (3) poderia ser facilmente obtida, bastando para tal a aplicação de um MQO separadamente a cada equação do modelo. Entretanto, ao se considerar variáveis $I(1)$, é necessário verificar a existência de relações de cointegração entre as séries. Portanto, conforme Johansen (1991) reescreve-se (9) da seguinte maneira²:

$$z_t = A_1 * z_{t-1} + \dots + A_p * z_{t-p} + B * x_t + \varepsilon_t,$$

onde,

$$\Delta z_t = \Pi * z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i * \Delta z_{t-i} + B * x_t + \varepsilon_t,$$

Segundo Harris (1995), a principal vantagem em escrever o modelo na forma de (4), acima, é que ele fornece estimativas das interações de curto prazo, via matriz Γ , e de longo prazo, via matriz Π , entre as variáveis analisadas.

¹ Conforme demonstraram Engle e Granger (1987), uma combinação linear de duas ou mais séries não estacionárias pode ser estacionária. Se tal combinação existe, as variáveis que a compõem são ditas cointegradas e a respectiva combinação linear é conhecida como equação de cointegração. Esta última representa uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. A base para a estimação de um VEC passa, portanto, pela análise das relações de cointegração.

² Para chegar em (4) deve-se, inicialmente, subtrair z_{t-1} de ambos os lados de (3). Em seguida, somam-se e subtraem-se do lado direito de (3), sucessivamente, os termos $(A_1 - I) * z_{t-2}$, $(A_2 + A_1 - I) * z_{t-3}$, etc.

Adicionalmente, o teorema da representação de Granger diz que se a matriz de coeficientes tem um posto $r < k$, então existem matrizes de ordem $k \times r$ denotadas por α e β , cada qual com posto r , tal que, $\Pi = \alpha\beta'$ e $\beta' z_t$ é integrada de ordem zero, $I(0)$. Neste caso, r é o número de relações de cointegração, e cada coluna de β corresponde a um vetor de cointegração. Os elementos de α são parâmetros de ajustamento do modelo VEC. Para uma equação em particular, quanto maior for seu coeficiente de ajustamento, maior a velocidade com que ela retorna à condição de equilíbrio ou de cointegração estimada.

O método proposto por Johansen (1991) para a determinação do número de relações de cointegração, dada a suposição feita acerca dos termos determinísticos, baseia-se na estimativa da matriz a partir de um VAR irrestrito para, em seguida, testar sequencialmente quais das seguintes hipóteses não são rejeitadas, quais sejam, $r = 0, \dots, r = k - 1$. Assim, se esse procedimento rejeitar $r = 0$, mas não $r = 1, \dots, r = k - 1$, conclui-se que as variáveis têm uma relação de cointegração. As estatísticas de teste podem ser o traço ou o máximo autovalor de Π nesta pesquisa as duas são analisadas.

O modelo econométrico aqui assumido segue o proposto por Afonso e Aubyn (2009), contendo as seguintes variáveis nesta ordem: g , k , y , imp e i , que representam, respectivamente, os logaritmos do estoque líquido de capital público, do estoque líquido de capital privado, do produto interno bruto (PIB), dos impostos sobre produtos, como *proxy* para o nível geral de impostos, e da taxa de juros básica, Selic. Todas as variáveis estão medidas para os anos de 1974 a 2008, deflacionadas e disponibilizadas na base de dados do IPEA.

Uma característica essencial na estimação dos modelos vetoriais é a ordenação das séries. A sequência utilizada neste artigo segue da mais exógena, g , para a mais endógena, i . Intuitivamente, isto indica que um choque no investimento público afeta, contemporaneamente, todas as outras variáveis. Entretanto, os choques em k , y , imp , e i não afetam instantaneamente o investimento do governo. O capital privado, k , por sua vez, responderia no mesmo período de tempo a choques no capital público, mas somente com alguma defasagem a choques nas outras variáveis.

A lógica desse ordenamento, segundo Afonso e Aubyn (2009), deve-se ao seguinte raciocínio: considera-se que os governos anunciam seus planos de gastos e investimentos futuros no momento da realização de seus orçamentos; a partir disso, os agentes econômicos utilizam-se dessa informação quando programando seus próprios projetos. Adicionalmente, ambos os tipos de capital afetariam o PIB e a arrecadação de impostos

contemporaneamente. A taxa de juros reage no mesmo período de tempo a choques em todas as outras séries, o que é uma hipótese razoável quando se assume que ela equilibra oferta e demanda de recursos financeiros na economia.

Por fim, as demais considerações metodológicas acerca do modelo VEC estimado são as seguintes: em primeiro lugar testou-se a estacionariedade das séries por intermédio do teste de Dickey-Fuller aumentado, o teste ADF; em segundo lugar, utilizou-se o teste de Johansen (1991) para determinar o número de relações de cointegração. Em seguida, realizaram-se testes de diagnósticos nos resíduos; e, por fim, analisaram-se funções de impulso e resposta com choques de inovações de Cholesky, considerando as variáveis na ordem citada anteriormente. Sempre que necessário, discutem-se pontos adicionais a seguir, na seção de resultados.

4 Resultados

Discutem-se, neste momento, as séries e os resultados do artigo. A Figura 1, a seguir, mostra a dinâmica das variáveis analisadas entre os anos de 1974 e 2008. As séries estão em logaritmos e são deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna. A parte (a) da figura traz o logaritmo do produto (y) e o imposto sobre produtos (imp), e a parte (b) representa o estoque líquido de capital público (g), privado (k) e a taxa de juros (i).

As movimentações das séries representadas na parte (a) da Figura 1 são bastante similares no período como um todo, exceto nos anos entre 1985-95 quando as oscilações da série de impostos foram mais acentuadas do que as da série do produto.

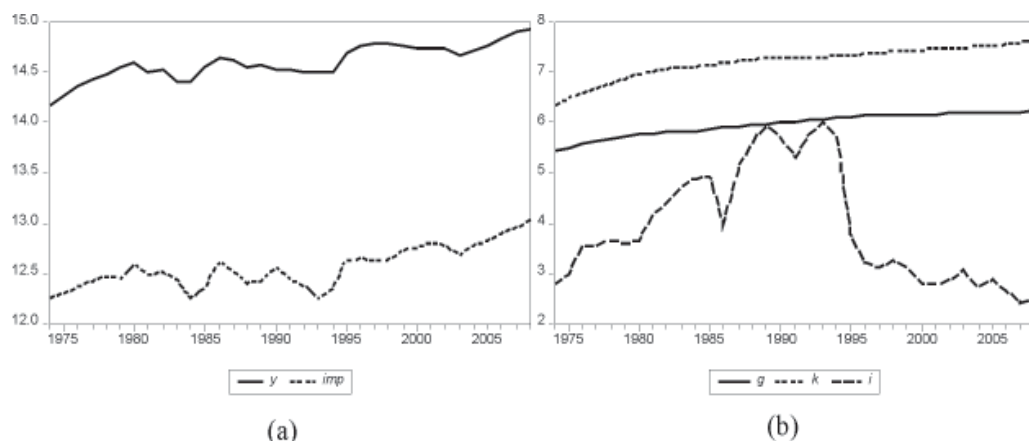
Existiram duas fases de maior queda na atividade econômica brasileira no período considerado, uma entre os anos de 1980-85, período caracterizado pelo aumento do preço relativo do investimento, pela queda substancial da produtividade do capital, pelo regresso técnico e pela queda da produção privada, especialmente após os anos de 1980 (Bacha e Bonelli, 2005), outra entre os anos de 1989-94, período prévio à implantação do Plano Real, em que o país experimentou, talvez, uma de suas mais severas crises. Segundo Bresser-Pereira e Nakano (1991), neste último período citado, a economia brasileira caminhava para uma situação de hiperinflação que se materializou no início de 1990. O Plano Verão, iniciado nesse período, visava uma política monetária bastante ortodoxa. Com isso, houve um substancial aumento das taxas de juros, que chegaram a alcançar o valor de 16% ao mês em termos reais, durante os dois primeiros meses do plano.

A crise fiscal do governo tornava-se clara a todos os agentes. O Estado tinha dificuldades em financiar seu déficit, que era penalizado pelas altas taxas de juros (vide Figura 1, parte b) e, em 1989, os pagamentos da dívida externa foram suspensos. Após isso, as piores expectativas dos agentes econômicos começaram a se realizar, isto é, tanto a inflação se agravava como o governo realizava o confisco de ativos privados domésticos.

Dados da atividade industrial indicaram uma queda de quase 38% no quantum produzido durante os primeiros quatro meses de 1990, com reduções médias de 5% no pessoal ocupado no primeiro e no segundo semestre desse ano. Desse modo, a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) das empresas e famílias caiu em 32% em 1990, e 9 e 4% nos anos de 1991 e 1992, respectivamente. Já a formação bruta de capital do governo manteve-se oscilante neste mesmo período. Esses movimentos refletiram na estagnação dos estoques líquidos de capital dos setores público e privado.

Desde 1994, principalmente em função dos ajustes exercidos pelo Plano Real, o Brasil tem passado por períodos de maior estabilidade em suas contas nacionais, como o produto e a formação de capital das empresas e famílias. A partir do ano 2000, por exemplo, houve um aumento do PIB e do estoque líquido de capital privado, não obstante o estoque de capital do governo tenha se mantido praticamente constante.

Figura 1: Séries macroeconômicas brasileiras em logaritmos. (a): Produto Interno Bruto (PIB) e imposto sobre produtos; (b): estoque líquido de capital privado, público e taxa de juros



Fonte: Elaboração dos autores.

Realizam-se, agora, os procedimentos necessários à análise VEC. De acordo com a Figura 1, parece existir, pelo menos visualmente, uma tendência comum entre as variáveis consideradas. Entretanto, antes de anali-

sar a existência de uma relação de cointegração, é necessário verificar se as séries são integradas de mesma ordem. A Tabela 1, a seguir, resume os resultados dos testes ADF realizados.

Em todos os casos, os resultados apresentados na tabela dizem respeito ao modelo sem constante e sem tendência, apesar das outras especificações também terem conduzido às mesmas conclusões. A estatística de teste a 5%, tabelada por MacKinnon (1996), neste caso, tem o valor de -1,95. Nesse sentido, para todas as variáveis, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária com as séries em nível, mas, para o caso das primeiras diferenças, as variáveis mostraram-se estacionárias. Isso fornece evidências de que os agregados econômicos analisados são $I(1)$, o que cumpre o primeiro pré-requisito das análises de correção do erro vetorial (VEC).

Não existe regra clara para a escolha do número de defasagens a serem incluídas no sistema de vetores. Para decidir sobre esse ponto, geralmente estima-se um VAR com as variáveis nas primeiras diferenças e, em seguida, consultam-se os valores mínimos de diversos critérios de informação. Desse modo, segundo todos os critérios, o número de defasagens escolhido para o VAR seria uma. Outro procedimento é incluir defasagens até que os resíduos estejam livres de problemas como autocorrelação, heterocedasticidade e, se possível, terem distribuição aproximadamente normal. Em qualquer um dos procedimentos, contudo, apenas uma defasagem foi suficiente, pois, como se mostra a seguir, os resíduos do modelo estimado possuem boas propriedades.

Tabela 1: Testes de raiz unitária nas variáveis analisadas

Série	ADF – nível	P-valor	ADF – 1 ^a diferença	P-valor
Ln(<i>G</i>)	1,75	0,98	-2,34	0,02
Ln(<i>K</i>)	1,60	0,97	-3,50	0,00
Ln(<i>Y</i>)	1,95	0,99	-4,31	0,00
Ln(<i>Imp</i>)	1,26	0,94	-5,33	0,00
Ln <i>I</i> (juros)	-0,41	0,52	-4,71	0,00

Fonte: Resultados da pesquisa. Observação: H0: a série tem raiz unitária.

Resta saber, antes da estimação do sistema de vetores, se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, isto é, falta testar se existem, e quantas são as relações de cointegração entre as séries. Para tal realiza-se o teste de Johansen (1991), resumido a seguir, na Tabela 2.

Os resultados deste teste são sensíveis à especificação da tendência determinística e do intercepto na relação de cointegração, por isso esti-

mam-se diversos modelos diferentes e comparam-se as saídas dos métodos. As estatísticas do traço e do máximo autovalor foram comparadas com os valores críticos a 5%, disponíveis em MacKinnon *et al.* (1999), e padrões na literatura. Assim, como os testes indicam uma relação de longo prazo entre as séries na maioria dos casos, a estimação realizada a seguir utiliza-se dessa especificação. Além disso, o modelo VEC considerado conta com um intercepto na equação de cointegração e nos vetores autorregressivos, mantendo-o simples e com boas propriedades estatísticas.

Tabela 2: Número de relações de cointegração entre as variáveis por modelo

Tendência nos dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo de teste	Sem intercepto sem tendência	Intercepto, sem tendência	Intercepto, sem tendência	Intercepto e tendência	Intercepto e tendência
Traco	1	2	1**	3	3
Máx. AV*	1	0	0	1	1

Fonte: Resultados da pesquisa. Observação (*): AV = autovalor. (**) Modelo selecionado.

Antes de apresentar as estimativas dos parâmetros do VEC, é interessante realizar alguns testes de diagnósticos. Primeiramente, o modelo estimado impõe a existência de quatro raízes unitárias. Com exceção destas, o inverso das raízes características obtiveram o módulo menor do que um, indicando a estabilidade do modelo. Além disso, as estatísticas LM para a autocorrelação dos resíduos, considerando de uma a 12 defasagens foram não significativos a 10% em todos os casos. Por sua vez, o teste de White conjunto e sem termos cruzados para a heterocedasticidade obteve a estatística Chi-quadrado igual a 198, com 180 graus de liberdade e o p-valor associado de 18%. Por sua vez, o teste de normalidade multivariada (Lütkepohl, 2005) obteve uma estatística Jarque-Bera conjunta de 4,3, com 10 graus de liberdade e p-valor de 94%. Assim, o modelo apresenta uma gama de características desejáveis, a saber, estabilidade estrutural, resíduos não autocorrelacionados, homocedásticos e com distribuição aproximadamente normal.

A relação de cointegração tem sua forma ilustrada na Tabela 3, que também traz os coeficientes de ajustamento e de determinação de cada vetor autorregressivo, respectivamente \hat{a} e R^2 . As estatísticas t de Student, que testam se um específico coeficiente é igual a zero, podem ser comparadas com o valor crítico de $\pm 2,00$, tabelado para o nível de significância de 5% e 28 graus de liberdade³. A variável normalizada foi g , o que torna seu coeficiente igual a um. Para as demais séries, o sinal das estimativas dos

parâmetros na equação de cointegração foi revertido, devendo ser lido como consta na Tabela 3.

Percebe-se, assim, que o capital privado tem um relacionamento positivo e significativo com o capital público. O sinal para a variável y é negativo e não significativo, indicando que o PIB e o capital público não são relacionados na equação de longo-prazo. Por outro lado, expansões dos impostos e da taxa de juros têm efeitos negativos sobre o capital público no longo prazo. Os coeficientes de ajustamento são significativos, principalmente, nos vetores relacionados às variáveis y e imp . Ademais, os coeficientes de determinação foram satisfatórios dentro do contexto de análises de séries de tempo, chegando a alcançar o valor de 92% para o caso do capital privado e 75% para o capital público.

Tabela 3: Informações do modelo VEC

Variável	$g(-1)$	$k(-1)$	$y(-1)$	$imp(-1)$	$i(-1)$	<i>constante</i>
Eq. de cointegração	1	2,07	-0,45	-1,29	-0,13	14,44
<i>t</i> -Student	---	9,03	-1,84	-5,88	-5,54	---
Coef. de ajustamento α	-0,04	-0,02	-0,49	-0,86	1,61	---
<i>t</i> -Student	-1,40	-0,86	-3,12	-3,62	1,17	---
R^2 (%)	75	92	37	43	20	---

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dada a razoável extensão das demais saídas de um modelo vetorial, como o VAR ou o VEC, é pertinente apresentar apenas as funções de impulso e resposta de interesse, quais sejam, aquelas que medem o impacto acumulado de um choque de Cholesky no capital público, no capital privado, nos impostos e nas taxas de juros sobre o capital privado, o produto e o capital público, respectivamente. Esses resultados se encontram na Tabela 4⁴.

³ Isto é, 35 observações menos sete parâmetros estimados.

⁴ Figura A.1, no apêndice, traz a informação da Tabela 4 em forma gráfica.

Tabela 4: Funções de impulso e resposta acumuladas de k e y

Período	Resposta de k a choque em				Resposta de y a choque em				Resposta de g a choque em			
	g	k	imp	i	g	k	imp	i	g	k	imp	i
1	0.001	0.009	0.000	0.000	0.008	0.037	0.000	0.000	0.010	0.000	0.000	0.000
2	0.004	0.027	-0.002	-0.002	0.031	0.092	-0.012	-0.028	0.027	0.003	-0.005	0.000
3	0.010	0.053	-0.006	-0.005	0.055	0.145	-0.036	-0.057	0.048	0.009	-0.013	-0.003
4	0.018	0.084	-0.011	-0.010	0.078	0.197	-0.062	-0.087	0.071	0.015	-0.023	-0.006
5	0.027	0.119	-0.018	-0.017	0.100	0.245	-0.085	-0.115	0.096	0.023	-0.034	-0.009
6	0.038	0.158	-0.026	-0.024	0.121	0.291	-0.107	-0.142	0.122	0.032	-0.046	-0.013
7	0.050	0.199	-0.035	-0.032	0.143	0.338	-0.129	-0.169	0.149	0.042	-0.058	-0.017
8	0.063	0.243	-0.044	-0.041	0.164	0.383	-0.151	-0.196	0.177	0.052	-0.071	-0.021
9	0.077	0.288	-0.054	-0.050	0.185	0.429	-0.173	-0.223	0.205	0.062	-0.084	-0.026
10	0.092	0.334	-0.065	-0.059	0.206	0.473	-0.195	-0.250	0.233	0.073	-0.097	-0.031
Ordem Cholesky: $g\ k\ y\ imp\ i$												

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como pode ser visto, um choque na variável g produz efeitos acumulados positivos sobre o capital privado, já choques nos impostos e na taxa de juros produzem efeitos negativos e de valor aproximado. O maior efeito sobre o capital privado no longo prazo advém de choques nessa própria variável, isto é, de um processo em que a acumulação de capital se aprofunda progressivamente no tempo.

A variável g se comporta similarmente ao capital privado. Um choque nesta última tende a fazer g crescer. Percebe-se assim, que há uma sinergia entre ambas as fontes de capital na economia. Com a expansão de investimentos públicos, por exemplo, o setor privado se estimula, realizando seus próprios projetos, o que, por sua vez, também afeta positivamente o setor governamental. Esse processo de retroalimentação positiva entre investimentos públicos e privados é conhecido na literatura como *crowding-in*.

A atividade econômica responde positivamente ao capital público e ao privado, porém, este último exerce um impacto mais que duas vezes maior sobre o produto (0,21 para g e 0,47 para k ao fim de 10 anos). Vale ressaltar, ainda, que tanto o aumento de impostos como o da taxa de juros tem um impacto depressivo sobre a atividade econômica. Relativamente ao efeito das outras variáveis, juros e impostos afetam significativamente a economia como um todo. Adicionalmente, ao contrário dos dois indicadores de capital, o produto brasileiro é mais sensível ao aumento juros do que dos impostos. Nesse sentido, os resultados indicam que a economia brasileira é bastante sensível às taxas de juros, fazendo com que a seleção de projetos públicos deva ser matéria de cuidadosos estudos, já que os mecanismos de financiamento podem reverter os resultados benéficos do processo de *crowding-in* no PIB brasileiro.

5 Conclusões

Este artigo teve como principal objetivo obter estimativas consistentes da produtividade do capital público na economia brasileira, entre os anos de 1974 e 2008, através da metodologia VEC para os dados agregados desse país.

As análises das séries temporais mostraram que o capital público, o capital privado, o PIB, os impostos e a taxa de juros no país, durante o período considerado, seguiram uma relação comum de cointegração.

Ademais, as análises de impulso e resposta acumuladas forneceram resultados interessantes. Primeiramente, a atividade econômica responde positivamente a ambos os capitais, público e privado, porém o efeito acumulado deste último é maior. Em segundo lugar, foi verificado que as fontes de capital se complementam, isto é, choques positivos na acumulação privada aumentam a acumulação do setor público, e vice versa. Esses resultados comprovam a importância dos empreendimentos realizados por parte do governo brasileiro, os quais estimulam a economia direta e indiretamente.

Cabe ressaltar que este estudo não diz que qualquer forma de investimento público seja sempre desejável para a economia brasileira. A formação de capital com recursos advindos dos orçamentos governamentais vem prestando serviços de extrema relevância durante grande parte da história do país. Contudo, o que deve ser levado em conta em termos de formulação de políticas é a necessidade de se atuar em áreas de complementaridade ao setor privado, prezando, adicionalmente, por critérios sérios de análises de custos e benefícios no momento da seleção de políticas.

Referências

AFONSO, A.; e Aubyn, M.St. Macroeconomic Rates of Return of Public and Private Investment: Crowding-in and Crowding-out Effects. *Manchester School*, University of Manchester, v.77 (s1), p.21-39, 2009.

AKAIKE, H. Statistical Predictor Identification. *Ann. Statist. Math.* v.22, n.2, p.203-217, 1970.

ALESINA, A. Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game. *Quarterly Journal of Economics*, v.102, n.3, p.651-678, 1987.

LOPES, Luckas Sabioni; MENDES, Chrystian Soares. Estimativas da Produtividade do Capital...

ASCHAUER, D.A. Is Public Expenditure Productive? *Journal of Monetary Economics*, v.23, n.2, p.177-200, 1989.

BACHA, E.L.; e Bonelli, R. Uma Interpretação das Causas da Desaceleração Econômica do Brasil. *Revista de Economia Política*, v.25, n.3 (99), p.163-189, 2005.

BALTAGI, B.H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3ª ed. Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2005.

BALTAGI, B.H.; e Pinnoi, N. Public Capital Stock and State Productivity Growth: Further Evidence from an Error Component Model. *Empirical Economics*, v.20, n.2, p.351-359, 1995.

BRESSER-PEREIRA, L.C.; NAKANO, Y. Hiperinflação e Estabilização no Brasil: O Primeiro Plano Collor. *Revista de Economia Política*, v.11, n.4 (44), p.89-114, 1991.

CÂNDIDO Jr., J. *Os gastos públicos no Brasil são produtivos?* IPEA, 2001. (Texto para Discussão nº. 781).

EASTERLY, W.; REBELO, S. "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation." *Journal of Monetary Economics*, v.32, n.3, p.417-458, 1993.

EASTERLY, W.; Rodriguez, C.A.; e Schmidt-Hebbel, K. (eds.). *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*. Washington, D.C: World Bank and Oxford University Press, 1994.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc, 1995.

ENGLE, R.F.; e GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, n.2, p.251-76, 1987.

HARRIS, R.I.D. *Cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall, 1995. 176 p.

HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, v.46, n.6, p.1251-1271, 1978.

HENDERSON, D.J.; KUMBHAKAR, S.C. Public and Private Capital Productivity Puzzle: A Nonparametric Approach. *Southern Economic Journal*, Southern Economic Association, v.73, n.1, p.219-232, 2006.

HOLTZ-EAKIN, D. Public-Sector Capital and Productivity Puzzle. *Review of Economics and Statistics*, v.76, n.1, p.12-21, 1994.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, v.59, n.6, p.1551-1580, 1991.

LÄCHLER, U.; e Aschauer, D.A. *Public Investment and Economic Growth in Mexico*. The World Bank, Policy Research Working Paper n.1964, 1998.

LÜTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag, 2005.

MACKINNON, J.G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, v.11, n.6, p.601-618, 1996.

MACKINNON, J.G.; HAUG, A.A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, v.14, n.5, p.563-577, 1999.

MUNELL, A. Why has the Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment, *New England Economic Review*, Jan/Feb, p.3-22, 1990.

OLIVEIRA, C.A.; MARQUES Jr., L.S.; e Jacinto, P.A. Política Fiscal Local e o Seu Papel no Crescimento Econômico – Uma Evidência Empírica para o Brasil. *Economia*, Brasília (DF), v.10, n.1, p.49-68, 2009.

PEREIRA, A.M. Is All Public Capital Created Equal? *Review of Economics and Statistics*, v.82, n.3, p.513-518, 2000.

ROCHA, C.H.; TEIXEIRA, J.R. Complementaridade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-1990. *Revista Brasileira de Economia*, v.50, n.3, p.378-384, 1996.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A.C. Composição do Gasto Público e do Crescimento Econômico: Uma Avaliação Macroeconômica da Qualidade dos Gastos

dos Estados Brasileiros. *Economia Aplicada*, v.11, n.4, p.463-485, 2007.

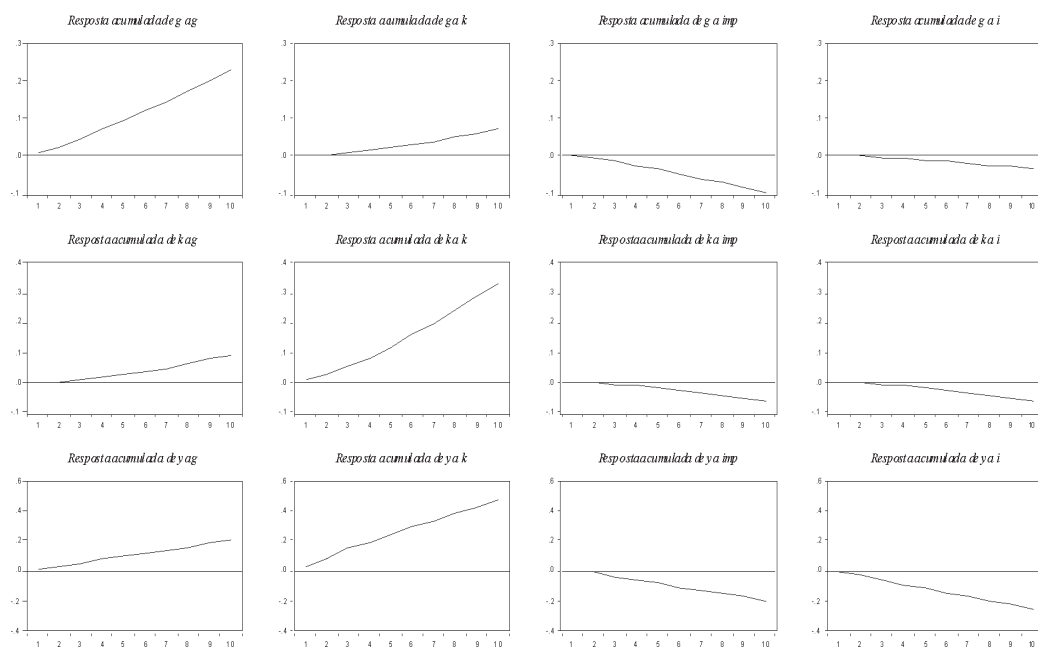
SAMUELSON, P. The Pure of Theory of Public Expenditures. *The Review of Economics and Statistics*, v.36, n.4, p.387-89, 1954.

SWAMY, P.A.V.B; e Arora, S.S. The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regressions Models. *Econometrica*, v.40, n.2, p.261-275, 1972.

VARIAN, H. *Microeconomic Analysis*. 3ª edição, New York: W.W. Norton & Company, 1992.

Apêndice

Figura A.1: Funções impulso-resposta acumuladas para g , k e y . Impulso de um desvio padrão de Cholesky



Fonte: Elaboração dos autores.