

Infraestrutura e produtividade no Brasil

CAIO CESAR MUSSOLINI
VLADIMIR KÜHL TELES*

Infrastructure and productivity in Brazil. This article analyses the relationship between infrastructure and total factor productivity (TFP) in Brazil during the second half of the twenty century. Public capital is used as a proxy for infrastructure capital. The hypothesis to be tested is that an increase in infrastructure — more than a rise in the private capital stock — has a positive effect on productivity on the long run. In that sense, it was used the Johansen methodology for testing the cointegration between TFP and the public/private capital ratio. In fact, it was found that this complementary relation (public-private) helps in explaining TFP's path from 1950 to 2000. The results were robust to different measures of productivity and the public/private ratio. In addition, the short (medium) run analysis has indicated that shocks in this ratio have a significant effect over the TFP, but the opposite is not true. Therefore, the cuts in infrastructure investment could be a possible explanation for the TFP's fall during the 70's and 80's.

Keywords: infrastructure; economic growth; total factor productivity; cointegration.

JEL Classification: O11; O47; O54.

INTRODUÇÃO

A produtividade total dos fatores (PTF) caiu drasticamente nas últimas décadas no Brasil. Esse resultado obtido por Gomes, Pessôa e Veloso (2003) fornece uma informação fundamental para se tentar entender o baixo crescimento econômico

* Respectivamente, Doutorando da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas. E-mail: caiomussa@hotmail.com; Professor da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas. E-mail: Vladimir.teles@fgv.br. Os autores gostariam de agradecer os comentários de Alexandre Mendonça de Barros e Joaquim Pinto de Andrade. Erros remanescentes são de nossa responsabilidade. Submetido: Junho 2008; Aprovado: Maio 2009.

neste período.¹ O presente artigo busca dar um passo a frente ao verificar qual o papel dos investimentos públicos na explicação da queda da PTF, e em consequência do crescimento econômico, no caso brasileiro.

A importância da produtividade total dos fatores (PTF) em influenciar o nível de renda *per capita* dos países bem como sua taxa de crescimento é uma questão já bem estabelecida na literatura de crescimento econômico. No modelo de Solow (1956), como o estoque de capital apresenta rendimentos marginais decrescentes, a taxa de crescimento *per capita* de longo prazo é determinada exclusivamente pela taxa de crescimento da produtividade, que é exógena. Com o surgimento das novas teorias do crescimento,² nas décadas de 1980 e 1990, passou a buscar-se uma explicação mais elaborada para os determinantes da produtividade, através dos modelos de crescimento endógeno.

O nível de produtividade de uma economia pode ser entendido como a maneira com que os insumos (capital e trabalho em geral) são combinados na produção. Assim sendo, para uma dada quantidade de insumos, um aumento de produtividade gera um aumento no produto. Basicamente, este aumento de produtividade pode dar-se de duas maneiras: (i) progresso técnico, o que em termos de uma função de produção seria o deslocamento da fronteira tecnológica, ou (ii) aumento da eficiência econômica, o que analogamente, seria a aproximação dessa fronteira — supostamente dada pela economia mais eficiente.

Podemos pensar o componente (ii) de uma maneira diferente. Dados os fatores de produção, o que levaria uma economia a produzir abaixo da fronteira tecnológica, ou seja, de forma ineficiente? Uma das possíveis explicações seria a falta de infraestrutura adequada.³ Como em geral, este setor possui externalidades positivas associadas a um elevado retorno social, a sua subprovisão pode comprometer seriamente a produtividade da economia. Basta observar que a oferta insuficiente ou de má qualidade de portos, aeroportos ou de rodovias afeta a eficiência do setor privado. O que deseja-se realizar neste artigo é verificar a sua significância do ponto de vista empírico para o caso brasileiro.

Considerando o fato de que os investimentos em infraestrutura são em grande parte feitos pelo setor público, o objetivo deste estudo será analisar se a razão capital público/capital privado afetou o comportamento da produtividade no período de 1950 a 2000. Para tanto, foi escolhida como medida de PTF a mesma calculada por Gomes, Pessôa e Veloso (2003). Contudo, como essas variáveis são não estacionárias, optamos por utilizar a análise de cointegração de Johansen, de maneira

¹ Diversos estudos encontram uma relação próxima do crescimento com a PTF. Klenow e Rodriguez-Clare (1997), por exemplo, utilizando uma amostra de 98 países, concluíram que as diferenças nas taxas de crescimento dos mesmos entre 1960 e 1985 estão fortemente relacionadas às diferenças na taxa de crescimento da PTF.

² Para uma discussão sobre o tema, ver cap. 3, Romer (2005).

³ Outras explicações possíveis são a existência de *rent seeking*, capacidade ociosa, ineficiência alocativa, ineficiência de escala.

a estimar a relação de longo prazo entre as mesmas, bem como a sua interação no curto (médio) prazo.

O motivo de utilizarmos a razão capital público/privado baseia-se na ideia de complementaridade entre estes dois tipos de capital,⁴ isto é, no fato de que o capital privado se tornaria mais produtivo ao ter uma maior disponibilidade de serviços de infraestrutura. Neste raciocínio está implícita a hipótese de que existe um efeito congestionamento nos serviços de capital público no Brasil, o que não é muito difícil de se aceitar, dada a escassez do mesmo. Em outras palavras, a relação entre capital de infraestrutura e capital privado no país estaria bastante abaixo da ótima. A título de comparação, o Brasil tinha uma relação capital público-privado de 20% em 1991, ao passo que, nos Estados Unidos, o estoque público era cerca de metade do estoque privado no mesmo ano.⁵

Um dos fenômenos mais intrigantes do crescimento econômico mundial do pós-guerra é a queda na taxa de crescimento da produtividade, verificada em diversos países desenvolvidos e em desenvolvimento nas décadas de 1970 e 1980, conhecido como *productivity slowdown*. Nos Estados Unidos, por exemplo, esta taxa foi de 2% ao ano, no período de 1950 a 1970, caindo para 0,8% entre 1971 e 1985. Este fenômeno é relacionado em geral, aos choques do petróleo dos anos 1970 e suas consequências durante a década seguinte. Entretanto, uma explicação alternativa para esse fenômeno ganha força com o artigo de Aschauer (1989). Neste, argumenta-se que o *productivity slowdown* americano deveu-se, principalmente, à diminuição dos investimentos em infraestrutura *core*⁶, onde é estimada uma elasticidade de 0,34 a 0,49 do mesmo na PTF. Dugall et al. (1999), utilizando um modelo em que a infraestrutura entra como uma restrição ao crescimento tecnológico, chegam à mesma conclusão. Analisando apenas o setor de rodovias, Fernald (1999) encontra um impacto muito alto da construção da malha rodoviária americana na produtividade das indústrias mais veículo-intensivas.

Como indicam os estudos sobre produtividade no Brasil⁷, a partir de meados da década de 1970 ocorreu uma reversão na tendência de crescimento da PTF, sendo que esta só viria a se recuperar no início dos anos 1990, ou seja, o país também teria passado por um período de *productivity slowdown*. Como mostraremos ao longo do texto, a razão estoque de capital público/privado apresentou um comportamento semelhante, indicando uma possível relação de longo prazo entre essas variáveis.

⁴ Em se tratando da questão sobre substituição e complementaridade entre investimento público e privado no Brasil, a literatura apresenta resultados bastante heterogêneos. Sant'Ana, Rocha e Teixeira (1994) estimam que o investimento público e privado são complementares. Ao contrário, Rocha e Teixeira (1996), utilizando um modelo de cointegração, concluem que o gasto público em investimentos “expulsa” o capital privado. Souza Jr. e Jayme Jr. (2004) não encontram qualquer relação entre os dois tipos de investimento no longo prazo.

⁵ Segundo Munnell (1992), mesmo excluindo o estoque de capital militar, este valor era de 40% nos Estados Unidos.

⁶ Ruas e estradas, aeroportos, rede de gás e eletricidade, transporte de massa, sistema de água e esgoto.

⁷ Dentre eles, podemos citar Bacha e Bonelli (2003), Pinheiro et al. (2001), Ellery Jr. et al. (2005).

Gomes, Pessôa e Veloso (2003) calcularam a evolução da PTF e da PTFD (Produtividade Total dos Fatores Descontada) de 1950 a 2000 para diversos países usando um modelo de calibração.⁸ Foi constatado um período de redução significativa da PTFD nos países da América Latina entre 1978 e 1994, com exceção do Chile. No Brasil, esta queda foi de 2,9% ao ano, sendo que a queda da PTF foi de aproximadamente 2%. Na verdade, os autores não buscam explicar este fenômeno, mas mencionam a argumentação de Rodrik (1999), que acredita que as economias latino-americanas, por serem sociedades conflituosas, são mais vulneráveis a choques externos, ou seja, utiliza de maneira indireta a mesma argumentação sobre as crises do petróleo, mas através de um enfoque institucional. Por fim, mostram que cerca de 50% do crescimento do produto por trabalhador brasileiro, na segunda metade do século XX, deve-se à PTF.

Ferreira e Malliagos (1998) foram os pioneiros a tentar relacionar a questão dos efeitos da infraestrutura sobre a produtividade brasileira. Através de um modelo de cointegração, estimam que o aumento de 1% no capital de infraestrutura leva a um aumento entre 0,48% e 0,53% na produtividade total dos fatores, dependendo do modelo teórico utilizado para estimar a PTF. Curiosamente, eles encontram que a PTF não é Granger causada pela infraestrutura e sim o contrário.

A grande diferença do nosso estudo em relação ao mencionado anteriormente é que utilizamos a razão capital público/privado para buscar explicar o comportamento da PTF, e não apenas o capital público (infraestrutura) — até onde sabemos essa metodologia ainda não foi utilizada. Como já mencionado, acredita-se que um aumento na infraestrutura só aumentaria a PTF se fosse maior que um aumento no estoque privado. Os nossos resultados indicaram, ao contrário de Ferreira e Malliagos (1998), que aumentos na infraestrutura, para um dado estoque de capital privado, causam no sentido de Granger a PTF. Além disso, os resultados não se alteram na essência para diferentes medidas de PTF e para diferentes formas de cálculo para a razão capital público-privado. A função resposta ao impulso e a análise de decomposição da variância também indicaram que movimentos na razão capital público/privado precedem movimentos na PTF.

O artigo está organizado da seguinte maneira. A segunda seção analisa a evolução da PTF, do capital público e privado no país. A terceira seção, por sua vez, apresenta a metodologia econométrica e em seguida, a quarta seção mostra os resultados. Por fim, a quinta seção conclui.

EVOLUÇÃO DA PTF E DO ESTOQUE DE CAPITAL

O capital de infraestrutura de um país exerce uma influência extremamente importante no processo produtivo, seja diretamente, como insumo na produção, ou indiretamente, através do impacto sobre a PTF. Este tipo específico de capital se difere do conceito tradicional, pois, em geral, possui reduzida mobilidade, ele-

⁸ Ver Apêndice.

vados custos irrecuperáveis, baixa relação produto-capital e elevada escala produtiva. Além disto, também costuma apresentar externalidades importantes, bem como taxas de retorno elevadas no longo prazo, como indicam os estudos de Ben-nathan e Canning (2002), Calderón e Sérven (2003).

Uma melhora na malha ferroviária, por exemplo, reduziria o tempo gasto com o transporte de uma determinada matéria prima, ou seja, diminuiria o custo unitário de produção. Similarmente, a instalação de uma rede de esgoto geraria uma melhora nas condições de saúde dos trabalhadores, aumentando assim a sua produtividade. Não por acaso, regiões mais urbanizadas possuem um PIB *per capita* mais elevado, devido, em parte à maior infraestrutura disponível, em forma de bens e serviços intermediários, para a produção privada. Uma rodovia gera um serviço intermediário para uma transportadora, ao mesmo tempo em que permite a viagem de férias de uma família, ou seja, seria também um bem final do ponto de vista dos consumidores. É difícil imaginar uma economia produtiva sem energia abundante, ou sem um sistema de telefonia amplo. Quando a comunicação entre produtores, fornecedores e consumidores é ruim, os custos de transação são elevados diminuindo a eficiência do mercado. A subprovisão ou má qualidade dos serviços de infraestrutura podem gerar custos de produção elevados. Por exemplo, Garcia, Santana e Souza (2004) estimam que o setor extrativo mineral brasileiro teria uma redução no seu custo de cerca de 10,76%, caso o país tivesse um índice de infraestrutura de energia igual à média de sete países⁹ da América Latina.

A teoria econômica enfatiza a necessidade do Estado prover determinados bens e serviços que não poderiam ser oferecidos de maneira socialmente ótima pelo setor privado, seja devido ao caráter não-rival e não-excludente de determinadas atividades, à necessidade de internalização de externalidades, ou à elevada escala necessária à minimização dos custos de produção (estrutura de monopólio). Assim sendo, a infraestrutura básica de uma economia deveria ser *a priori* provida pelo Estado, como no caso de rodovias, ferrovias, portos, sistemas de água e esgoto, telecomunicações e energia elétrica, dentre outros. Obviamente, a provisão desses setores depende da disponibilidade de recursos do Governo bem como da eficiência administrativa do mesmo, o que tem levado recentemente a uma participação cada vez maior da iniciativa privada nesses setores, seja através de privatizações ou de Parcerias Público Privadas (PPP).

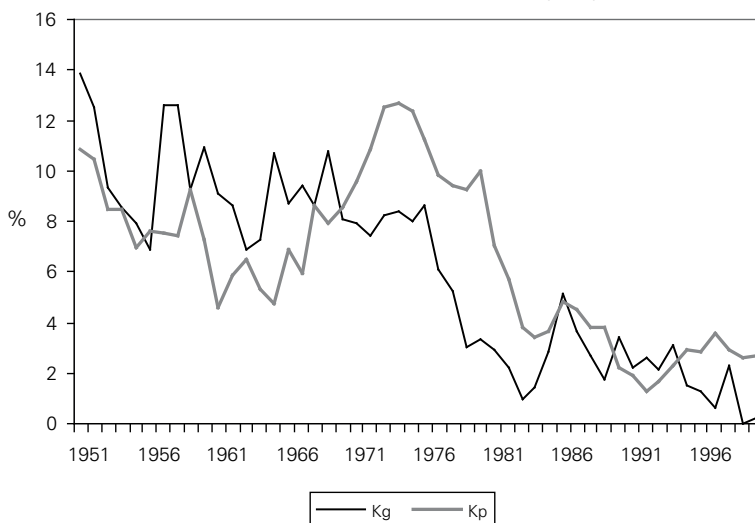
Diversas formulações teóricas procuraram estabelecer uma relação mais estreita entre os gastos do governo e o produto de longo prazo. Uma das principais referências nesta área é o modelo de crescimento endógeno desenvolvido por Barro (1990). A principal contribuição deste artigo é incorporar na função de produção os gastos do governo em um modelo do tipo AK. Nesta formulação, a função de produção (*per capita*) apresenta retornos decrescentes para o capital privado separado, mas, quando este aumenta junto com gasto público (produtivo), a função passa a apresentar retornos constantes. Isto porque o gasto público entra de maneira complementar ao capital privado, aumentando a produtividade do mesmo.

⁹ Argentina, Chile, Colômbia, Costa Rica, México, Uruguai e Venezuela.

Seguindo este raciocínio¹⁰, podemos interpretar que, além do papel direto do capital público sobre o produto, existiria um efeito indireto sobre a produtividade do setor privado, sendo que um aumento por si só da acumulação privada, que não fosse acompanhada por mais investimentos públicos, tenderia a gerar cada vez menos produto. Um exemplo típico deste mecanismo seria o racionamento de energia vivido pelo Brasil em 2001. Ainda que os empresários mantivessem os níveis de investimento, sem uma provisão adequada de energia elétrica, estes investimentos não se tornariam suficientemente produtivos. De fato, um dos principais fatores a explicar o crescimento praticamente nulo do PIB *per capita* de 2001 foi o racionamento.

O Gráfico 1 nos mostra como o estoque de capital público (Kg) e o estoque privado (Kp) cresceram no período de 1950 a 2000. Estas séries foram calculadas pelo IPEA através do método do inventário perpétuo¹¹ utilizando os dados de formação bruta de capital fixo (construções e máquinas e equipamentos) para o setor público e privado. A taxa de crescimento de Kg se situa acima da taxa de crescimento de Kp, ao longo das décadas de 1950 e 1960, permitindo, desta maneira, uma maior disponibilidade de capital público para o capital privado. Entretanto essa trajetória se inverte a partir de 1971 quando o capital privado tem um aumento na sua tendência de crescimento ao passo que o capital público mantém a sua taxa de crescimento em torno de 8% até 1976, quando posteriormente inicia uma forte trajetória de queda. Com a crise no início dos anos 1980 a acumulação privada também passa por uma desaceleração sendo que na década de 1990 ambos os estoques passam a acumular-se a uma taxa baixa entre 1% e 3% ao ano.

Gráfico 1: Taxa de crescimento de Kg e Kp

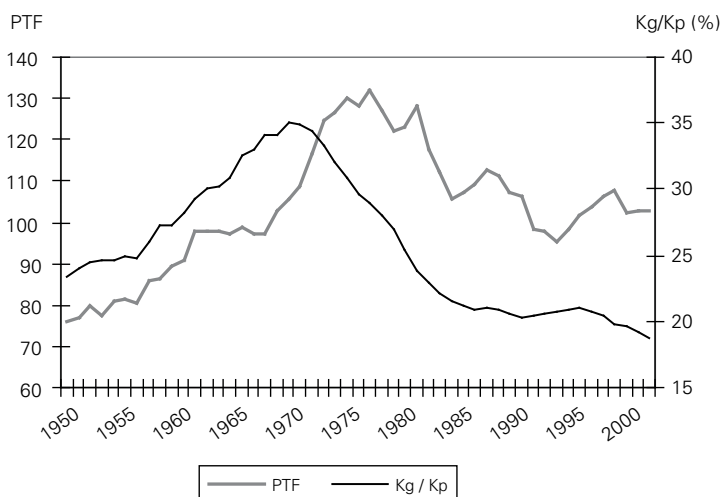


¹⁰ É importante enfatizar que as estimações a serem feitas não serão baseadas no modelo teórico de Barro (1990). Pretende-se apenas utilizar a ideia de complementaridade entre o capital público e privado.

¹¹ Este é o mesmo utilizado por Gomes, Pessoa e Veloso (2003) descrito no Apêndice. Para maiores detalhes, ver Morandi e Reis (2003).

Essa oscilação gerou um comportamento interessante da relação capital público-privado. Como pode ser visto no Gráfico 2, ela inicia o período em aproximadamente 23%, crescendo continuamente, até atingir o pico de 35% em 1969, seguido de uma tendência de queda até 1985. Finalmente, a proporção do estoque público em relação ao privado fica em torno de 19% nos últimos anos da década de 1990. De maneira similar, a produtividade brasileira segue uma trajetória muito parecida, sugerindo uma possível relação de longo prazo entre a razão capital público/privado e a PTF.¹² Na verdade, a primeira aparenta preceder, em cerca de cinco anos, os movimentos da produtividade.

Gráfico 2: Evolução da PTF e Kg/Kp no Brasil



METODOLOGIA ECONÔMETRICA

Um problema com a utilização de dados de séries de tempo na literatura de crescimento é que, frequentemente, as variáveis utilizadas são não estacionárias, podendo resultar na estimação de regressões espúrias. Entretanto, se estas variáveis forem integradas de mesma ordem $I(d)$ e apresentarem uma tendência estocástica comum, então a estimação desta relação é válida e diz-se que essas variáveis são cointegradas. Neste caso, existe uma combinação linear entre as variáveis, que é estacionária. Assim, o primeiro passo é testar a presença de raiz unitária nas séries, o que pode ser feito pelo teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Como será visto a seguir, as variáveis utilizadas neste estudo são $I(1)$, o que nos permite testar a possibilidade de cointegração entre as mesmas, estimando assim a sua relação de longo prazo. Neste caso, será utilizado o Procedimento de

¹² A metodologia de cálculo da PTF encontra-se no Apêndice.

Johansen para testar a cointegração entre as variáveis, estimando um Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) dado pela seguinte expressão:

$$\Delta x_t = \alpha\beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde x_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis, α é uma matriz $n \times r$ de coeficientes de ajustamento, β é uma matriz de cointegração $n \times r$, π_i é uma matriz $n \times n$ de parâmetros e ε_t é um vetor de erros tal que $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$. Podemos ver que (1) é nada mais que um teste ADF multivariado, sendo que, no teste de Johansen, o objetivo é identificar o posto da matriz $\pi = \alpha\beta'$. Se o posto de π for nulo ($r = 0$), significa que o primeiro termo do lado direito de (1) não existe, logo, temos um Vetor Auto Regressivo (VAR) em primeira diferença, portanto, as variáveis não cointegram. Se o posto for incompleto ($r < n$), as variáveis cointegram e existem r vetores de cointegração. Por fim, se o posto for completo ($r = n$), tem-se que as variáveis são estacionárias. Assim sendo, o modelo é estimado por Máxima Verossimilhança e, através dos autovalores de π , são calculadas as estatísticas do traço e do máximo autovalor.¹³

Uma das vantagens do Procedimento de Johansen em relação à Metodologia de Engle-Granger é que, assim como num VAR tradicional, não é necessário classificar *a priori* as variáveis como exógenas e endógenas.¹⁴ Além disso, podem ser testadas restrições sobre os parâmetros do vetor de cointegração e os coeficientes de ajustamento.

Resumindo, em um VECM, o vetor de cointegração nos dá a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, sendo que os termos em primeira diferença, nos informam sobre a dinâmica de curto prazo.

ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

Relação de longo prazo

Nesta seção, será analisado como a relação capital público-privado e a produtividade total dos fatores interagem no longo prazo, buscando estimar a semi-elasticidade da PTF em relação à primeira variável. O primeiro passo é testar a ordem de integração de log da produtividade (LPTF) e da relação capital públi-

¹³ Para uma análise detalhada da metodologia, ver Johansen (1995).

¹⁴ Outras vantagens são o fato de que, no Procedimento de Johansen, pode-se testar a existência de múltiplos vetores de cointegração e o teste é feito em apenas uma etapa. Ao contrário, na metodologia de Engle-Granger primeiro estima-se a regressão das variáveis endógenas contra as exógenas e depois testa-se a presença de raiz unitária nos resíduos.

co-privado (G).¹⁵ De modo a facilitar a interpretação dos resultados, esta última estará sempre em porcentagem. Como já mencionado, esta amostra vai de 1950 a 2000, onde a PTF é aquela estimada por Gomes et al. (2003) e G foi calculada com as séries do IPEA. Pela Tabela 1 conclui-se que as variáveis são $I(1)$ tanto no teste ADF como pelo teste de Phillips-Perron (PP).¹⁶

Tabela 1: Testes de raiz unitária

variáveis	ADF	p valor	PP	p valor
LPTF	-2.093	0.248	-2.049	0.266
dLPTF	-5.512	0.000	-5.557	0.000
G	-1.915	0.632	-0.544	0.477
dG	-2.678	0.008	-2.678	0.008

Estimando um VAR no nível, chegamos, pelo Critério de Akaike (AIC) que o melhor modelo é aquele com dois *lags*, o que significa que, para o VECM, deve-se utilizar apenas uma defasagem. Em amostras pequenas, Lütkepohl & Saikkonen (1999) recomendam o uso deste critério para a determinação das defasagens a serem utilizadas em um teste de cointegração. A tabela abaixo mostra os coeficientes do vetor de cointegração normalizados pela LPTF, sendo que foi incluída uma tendência e constante.¹⁷ O teste de Johansen mostra que as variáveis cointegram, tanto pela estatística do traço como do autovalor.

Os coeficientes de ajustamento (α_{lptf} , α_g) mostram qual das variáveis contribui para ajustar os desvios de curto prazo de modo a manter a relação de equilíbrio de longo prazo. O coeficiente de LPTF é bastante significativo e apresenta o sinal esperado (negativo), isto é, se a produtividade está acima do seu valor de equilíbrio em relação à razão capital público-privado, ocorreria uma diminuição da mesma. Por outro lado, o coeficiente de G é também negativo, o que implica que esta variável sofreria uma redução quando se encontra em um valor abaixo da relação de equilíbrio, não contribuindo para o ajustamento no longo prazo. Entretanto, é possível rejeitar a hipótese de que este coeficiente é igual a zero a um nível de significância de 5%, mas não a 1%.

Tabela 2: VECM — Semielasticidade da PTF em relação a G

	β_g	constante	tendência	Ho ¹⁸	traço	autovalor	α_{lptf}	α_g
G	-0.0199	-3.9863	-0.0051	$r = 0$	26.488**	20.199**	-0.2594	-2.2055
	[-5.595]		[-3.850]	$r = 1$	6.288	6.288	[-3.805]	[-1.986]

** Rejeita Ho a 5%, estatísticas *t* entre colchetes.

¹⁵ A variável com um d na frente significa que foi diferenciada.

¹⁶ No teste de Phillips-Perron, o pressuposto de que os erros são *i.i.d.* não é necessário.

¹⁷ Por simplicidade, foram omitidos os termos fora do vetor de cointegração.

¹⁸ Estas são as hipóteses nulas para o teste do autovalor, para o teste do traço, elas são $r \leq 0$ e $r \leq 1$.

De modo a checar a adequação do modelo foram feitos os testes usuais sobre o comportamento dos resíduos. O teste LM de autocorrelação conjunta mostrou que os resíduos do modelo são ruídos brancos e se aceita a hipótese de sua normalidade. Os resultados encontram-se no Apêndice. Assim, de acordo com a equação de cointegração, um aumento de um ponto percentual na variável G implica um aumento no longo prazo de aproximadamente 2% na PTF. Este resultado é bastante elevado e pode significar que a carência de infraestrutura no Brasil é tão significativa que um pequeno aumento seria capaz de produzir um impacto muito grande. É esperado que se tivéssemos um estoque de infraestrutura não tão escasso ou em condições não tão depreciadas essa elasticidade seria menor.

Como a produtividade utilizada neste estudo é uma variável não observada, sendo calculada como resíduo, são testadas outras medidas¹⁹(todas em logaritmo natural), de maneira a assegurar que a relação de cointegração encontrada não seja causada pela medida escolhida, sendo elas:

- PTFHP – PTF ajustada a uma tendência pelo filtro de Hodrick- Prescott
- PTFCN – PTF calculada com base nas Contas Nacionais Brasileiras
- PTFD – PTF descontada a evolução da fronteira tecnológica (A da equação 3)
- PTFDCES – PTFD calculada com base em uma função de produção CES²⁰

Tabela 3: Semielasticidade da variável X em relação a G

X	β_g	constante	tendência	Ho	traço	autovalor
LPTFCN	-0.0164	-4.1440	-0.0025	r = 0	55.161*	49.531*
	[-4.884]		[-2.163]	r = 1	5.631	5.631
LPTFHP	-0.0249	-3.8417	-0.0059	r = 0	48.200*	42.605*
	[-39.797]		[-24.413]	r = 1	5.594	5.594
LPTFD	-0.0199	-3.9954	0.0040	r = 0	26.488**	20.199**
	[-5.595]		[3.070]	r = 1	6.288	6.288
LPTFDCES	-0.0201	-3.9694	0.0041	r = 0	26.644**	20.256**
	[-5.485]		[3.011]	r = 1	6.389	6.389

**(*)Rejeita Ho a 5%(1%), estatísticas t entre colchetes.

Todas as variáveis cointegram com G tanto pela estatística do traço, como do máximo autovalor, sendo que β_g não se altera de maneira significativa em nenhum caso. O resultado em relação à PTFD é idêntico, o que mostra que mesmo descontando uma possível evolução da fronteira tecnológica internacional captada pela economia brasileira, o impacto de G é robusto. A maior semielasticidade foi em

¹⁹ A primeira série foi calculada por nós, utilizando $\lambda=100$. As demais foram retiradas do banco de dados de Gomes et al. (2003) disponível no site <http://epge.fgv.br/porta/pessoas/docente/producoes/2007.html>.

²⁰ A CES utilizada tem elasticidade de substituição capital-trabalho igual a 0,7.

relação à PTF filtrada, indicando um impacto ainda mais elevado da relação capital público-privado na produtividade brasileira, quando se tentam eliminar os efeitos dos ciclos econômicos. Esse resultado é importante uma vez que a PTF capta também variações no nível de atividade. No caso do uso da PTFCN, o valor encontrado é um pouco menor, em torno de 0,016, ao passo que na PTFCES praticamente não há alteração em relação à PTFD (Cobb-Douglas).

Araújo e Ferreira (2006) utilizam como *proxy* do capital de infraestrutura o estoque de capital público em construções do IPEA. Na verdade, a maior parte do capital público é formado pelas estruturas de modo que o comportamento da série excluindo máquinas e equipamentos não é muito diferente da série total, sendo que elas apresentam uma correlação quase perfeita (0,99). Desta maneira estima-se o modelo com a proporção capital público estruturas/capital privado (G2). Além disso, o estoque privado inclui também as residências familiares, e sendo assim, testamos também o impacto da relação capital público-capital privado não residencial (G3).

Tabela 4: Semielasticidade da PTF em relação à variável Y

Y	β_g	constante	tendência	Ho	traço	autovalor
G2	-0.0150	-4.2220	-0.0023	$r = 0$	63.678*	56.719*
				$r = 1$	6.959	6.959
G3	-0.0315	-3.1085	-0.0147	$r = 0$	29.891**	19.062**
				$r = 1$	10.830	10.830

**(*)Rejeita Ho a 5%(1%), estatísticas *t* entre colchetes.

Como pode ser visto pela tabela acima, o resultado é robusto para as duas medidas de proporção do estoque privado e público — ambas cointegram com a produtividade e possuem o sinal esperado. Excluindo máquinas e equipamentos do governo, tem-se um efeito menos expressivo sobre a PTF. No caso da exclusão das residências privadas, um aumento de um ponto percentual em G3 aumenta em 3,15% a PTF no longo prazo, o maior valor encontrado até então.

Podemos testar ainda se a variável G é fracamente exógena no modelo, ou seja, se ela não contribui para o ajustamento de longo prazo, através de um teste de razão de verossimilhança, que possui distribuição Qui-quadrado.

Tabela 5: teste LR

Ho: $\alpha_g = 0$	
qui-quadrado	2.978278
p valor	0.084389

A um nível de significância de 5%, aceita-se a hipótese nula de que a restrição é válida de modo que será reestimado o modelo com $g = 0$. Assim, o vetor de cointegração normalizado ficou

$$LPTF_t = 3,847 + 0,024G_t + 0,0006t$$

Os resultados não se alteram de maneira expressiva,²¹ mas o coeficiente de G se elevou um pouco em relação ao modelo irrestrito. Desta maneira, tem-se que um aumento de dez pontos percentuais em G aumenta em 24% a PTF no longo prazo. Por exemplo, em 2000, o valor da PTF foi 103 e a razão capital público-privado 18,77%, de modo que, se esta passasse para 28,77%, ou seja, voltando a um valor próximo ao de 1977, a PTF estaria no valor de aproximadamente 128, similar ao que o país viveu na época.

Relação de curto (médio) prazo

O próximo passo é analisar a interação de curto (médio) prazo entre as variáveis,²² através do teste de causalidade de Granger, da função resposta ao impulso e da análise de decomposição da variância.

(i) Causalidade no sentido de Granger

Uma questão relevante de análise é se existe uma relação de precedência entre as variáveis, ou seja, se a informação sobre uma variável no período t afeta a previsão dos valores futuros de uma outra variável. Neste sentido foi feito um teste de causalidade de Granger. Em um VECM, o teste se aplica apenas aos termos em diferença, que no caso tem apenas uma defasagem. Como mostra a Tabela 6, a um nível de significância de 10%, conclui-se que a variável G causa no sentido de Granger a produtividade, ao passo que o contrário não ocorre.

Tabela 6: Teste de causalidade de Granger

Ho	qui-quadrado	g.l.	p valor
G não granger causa LPTF	3.644075	1	0.0563
LPTF não granger causa G	0.021659	1	0.8830

(ii) Função Resposta ao Impulso

Assim como em um VAR, em um modelo VECM pode-se calcular a função resposta ao impulso, isto é, como um choque estrutural de um desvio-padrão de uma variável afeta a trajetória ao longo do tempo das outras variáveis, supondo todos os demais choques constantes. Utilizando a Decomposição de Cholesky, precisa-se impor $\frac{n^2 - n}{2}$ restrições de maneira a identificar estes impactos. No pre-

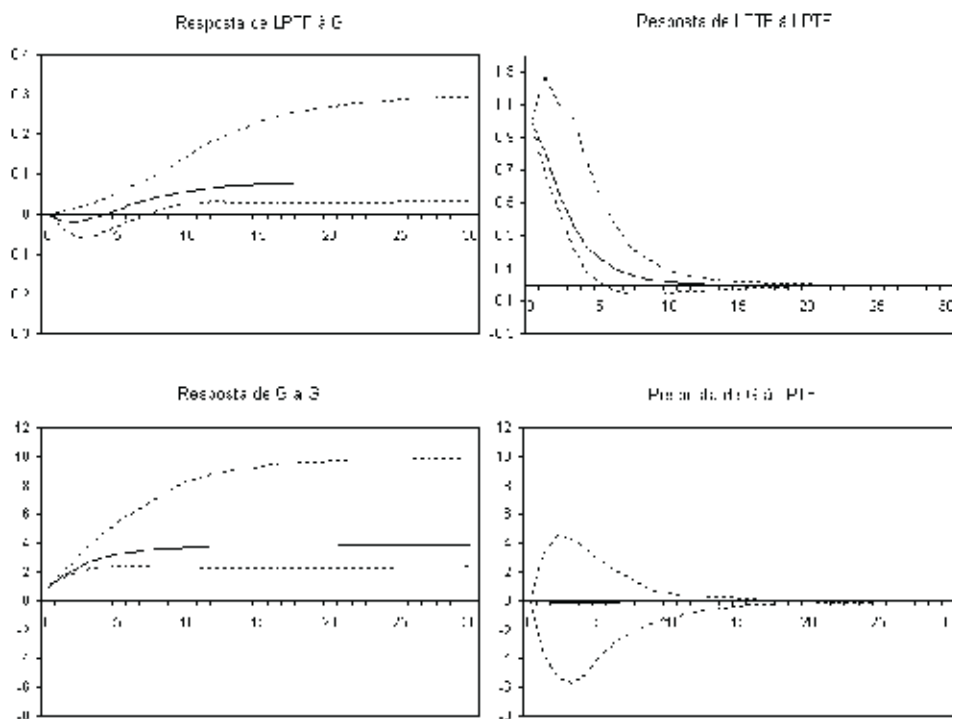
²¹ O coeficiente de ajustamento de LPTF no VECM não normalizado é de 0,018893, ou seja, apresenta o sinal correto (pois o sinal do coef. do vetor de cointegração é negativo) e mostra-se significativo.

²² Como estamos empregando dados anuais, podemos considerar curto (médio) prazo como um período de dez a 15 (20 a 30) anos.

sente caso, é necessária apenas uma restrição, e como se concluiu que G é fracamente exógena, impõe-se que esta variável não é afetada por choques contemporâneos na PTF. As funções resposta ao impulso para o modelo restrito se encontram no gráfico abaixo, bem como os intervalos de confiança de 95%.²³

Podemos ver pela função resposta ao impulso, que após cinco anos a PTF é positivamente influenciada por um choque em G , o que está de acordo com o Gráfico 3 em que aparentava haver uma precedência de tempo equivalente a meia década entre essas variáveis. O efeito do choque irá se estabilizar após cerca de 12 anos.²⁴ A variável G não se altera com choques na PTF, o que era provável dado que ela não é granger causada pela PTF e é fracamente exógena. Um choque na própria PTF tende a se dissipar ao longo do tempo, ao passo que um choque na própria G tem um efeito permanente. Na verdade, em se tratando de variáveis não estacionárias, as funções respostas ao impulso geralmente não convergem para zero.

Gráfico 3: Função Resposta ao Impulso



²³ Os intervalos de confiança foram calculados pelo método *bootstrap* de Hall (1986) — *Hall's Studentized interval* — utilizando-se o software JMulti.

²⁴ Nos primeiros anos o efeito é muito pequeno e negativo. Entretanto, o intervalo de confiança indica que esse efeito é estatisticamente igual a zero.

(iii) Análise de Decomposição da Variância

Apesar de não estarmos fazendo a previsão dos valores futuros das variáveis em nosso modelo, podemos decompor a variância do erro de previsão, tendo assim uma noção das relações entre a PTF e G. Esta análise é semelhante à função resposta ao impulso, mas agora estima-se qual a proporção dos movimentos de uma variável é explicada pelos seus próprios choques e qual a proporção é explicada pelas outras variáveis. Novamente, será utilizada a Decomposição de Cholesky, para se identificar os erros do modelo estrutural, mantendo a mesma ordenação de endogeneidade das variáveis.

Tabela 7: Decomp. da Var. da PTF

Período	LPTF	G
1	96.686	3.314
5	90.199	9.801
10	49.589	50.411
15	26.039	73.961
20	17.078	82.922
25	12.666	87.334
30	10.063	89.937

Tabela 8: Decomp. da Var. de G

Período	LPTF	G
1	0.000	100.000
5	0.012	99.988
10	0.006	99.994
15	0.004	99.996
20	0.003	99.997
25	0.002	99.998
30	0.002	99.998

A tabela acima mostra que os movimentos da produtividade são altamente explicados pelos movimentos da relação capital público-privado. Após cinco anos, a variável G explica 10% da variância do erro de previsão da PTF, sendo que esta proporção cresce rapidamente chegando, após dez anos, a 50%, indicando novamente uma defasagem significativa. Já o impacto da produtividade em G é muito pequeno; mesmo após 30 anos essa variável é explicada basicamente por ela mesma. Invertendo a ordem de endogeneidade das variáveis, altera muito pouco os resultados, de modo que não serão apresentados.

CONCLUSÕES

No presente estudo mostrou-se que a relação capital público-privado no Brasil teve uma trajetória muito parecida com a PTF no período de 1950 a 2000. Os testes feitos sobre as diferentes medidas de produtividade e da relação entre o estoque público e privado corroboraram a nossa ideia inicial de que a complementaridade entre estes estoques possui uma relação de longo prazo com a PTF. Os resultados são robustos tanto a variações na medida de produtividade quanto na relação entre os estoques.

A análise de curto (médio) prazo indicou que elevações na proporção capital público/privado causam no sentido de Granger aumentos na produtividade, mas

o contrário não ocorre. De fato, a relação de precedência entre as variáveis parece ser mais no sentido da PTF sendo afetada por esta proporção, como indicaram também a função resposta ao impulso e a análise de decomposição da variância. Desta maneira, uma das possíveis explicações para a queda da produtividade brasileira, a partir de meados dos anos 1970, pode ser uma diminuição nos investimentos públicos muito acentuada em comparação à diminuição nos investimentos privados.

Entretanto, é preciso ressaltar alguns pontos importantes. Quando se fez referência a um aumento na razão capital público/privado, pensava-se em um aumento do estoque público, mas uma diminuição do capital privado teria teoricamente o mesmo efeito.²⁵ Por exemplo, uma situação em que uma transportadora diminua por, qualquer motivo, sua frota de veículos. Isso geraria uma maior disponibilidade de espaço nas estradas aumentando, portanto, a produtividade dos demais veículos que nelas circulam. Como mencionado anteriormente, consideramos um efeito congestionamento nos serviços do capital público no Brasil. Adicionalmente, pode-se argumentar que o estoque de capital público engloba edificações administrativas, hospitais, escolas etc. que não fazem parte do capital de infraestrutura de uma economia. Entretanto, podemos imaginar que esta parte do capital público também tem uma influência positiva sobre a produtividade da economia, ainda que com um impacto menor.

Mesmo ciente das limitações inerentes a esse estudo, pode-se fazer um exercício ilustrativo, de modo a se ter uma noção da relação estudada em termos monetários. O estoque de capital público, no Brasil, estava em torno de 500 bilhões de reais em 2000 (a preços de 1999), ao passo que o estoque privado era de cerca de 2.700 bilhões. Uma elevação do estoque público para algo próximo a R\$ 750 bilhões, *ceteris paribus*, geraria um aumento de dez pontos percentuais em G, o que, de acordo com os resultados, teria um impacto entre 16% e 25% na produtividade de longo prazo. Em outras palavras, a elasticidade da PTF em relação ao capital público estaria entre 0,32 e 0,5, valor similar ao encontrado por Ferreira e Malliagros (1998).

Uma vez que a produtividade total dos fatores é o principal motor do crescimento de longo prazo, uma atenção especial deve ser dada quanto à questão da infraestrutura, sendo que ajustes fiscais baseados na contração de investimentos deste tipo podem comprometer seriamente o crescimento econômico, vindo inclusive a agravar o quadro fiscal no longo prazo.

²⁵ Obviamente, não se advoga em favor da redução do estoque privado, uma vez que este é um insumo fundamental na produção, tendo um impacto direto no PIB.

APÊNDICE

A1. Cálculo da PTF

Gomes et al. (2003) partem de uma função de produção Cobb — Douglas com retornos constantes de escala

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha} (H_{it} \lambda_t)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

onde y é o produto por trabalhador, A é a PTFD, k é o estoque de capital físico por trabalhador, H é o estoque de capital humano por trabalhador, λ é a evolução da fronteira tecnológica e α é elasticidade-renda do capital. O subscrito i representa o país e t o período de tempo. A evolução da fronteira tecnológica $\lambda_t = (1+g)^t$ é dada pela economia líder (EUA) e é supostamente igual a todos os países em um determinado instante de tempo.

O estoque de capital K foi construído pelo método do inventário perpétuo

$$K_{it} = (1 - \delta) K_{it} + I_{it} \quad (2)$$

em que δ é a taxa de depreciação e I é o investimento bruto. A forma funcional do capital humano é inspirada na especificação de Bils e Klenow (2000) sendo $\phi(\cdot)$ côncava, ou seja, o retorno de um ano a mais de escolaridade sobre o capital humano é decrescente.

$$H_{it} = e^{\phi(h_{it})}$$

$$\text{onde } \phi(h) = \frac{\theta}{1-\psi} h^{1-\psi}, \text{ com } \theta > 0 \text{ e } 0 < \psi < 1.$$

Manipulando-se os termos da equação (1), chega-se facilmente à PTF estimada:

$$PTF = A_{it} \lambda_t^{1-\alpha} = \frac{y_{it}}{k^{\alpha} H_{it}^{1-\alpha}} \quad (3)$$

fica claro pela equação acima que a PTF é composta por dois termos: a parte específica de cada país que pode ser entendida como o grau de eficiência desta economia (A_{it}) e a contribuição da evolução da fronteira sobre o produto, entendida como progresso técnico ($\lambda_{it}^{1-\alpha}$).

As séries de investimento, PEA e produto foram extraídas da PWT versão 6.1 e os dados de escolaridade de Barro e Lee (2000). Os valores dos parâmetros utilizados são: $\alpha = 0,4$; $g = 0,0153$; $\delta = 0,035$; $\theta = 0,32$; $\psi = 0,58$. A taxa de evolução da fronteira g foi calculada com base no crescimento do produto por trabalhador dos Estados Unidos de 1950 a 1972.²⁶ Na verdade, os autores não usam a taxa do

²⁶ Os referidos autores ajustaram uma tendência exponencial a esta série, corrigida pelo aumento da escolaridade da PEA.

período inteiro (1959-2000), pois, após o primeiro choque do petróleo, ocorreu uma desaceleração da taxa de crescimento da PTF, fato mencionado anteriormente. Por fim, a série da PTF (PTFD) foi normalizada pela PTF (PTFD) americana de 1950. Por exemplo, a PTF brasileira no valor de 109, em 1970, significa que esta se encontrava 9% maior que a PTF americana de 1950.

A2. Testes dos resíduos do VECM com LPTF e G

Teste de autocorrelação			Teste de normalidade			
Lags	LM	p valor	resíduo	Jarque-Bera	g.l.	p valor
1	4.317856	0.3647				
2	4.697496	0.3198	1	1.538192	2	0.4634
3	1.935608	0.7476	2	2.638385	2	0.2674
4	4.957873	0.2916				
5	6.013953	0.1981	ambos	4.176577	4	0.3826
6	7.065443	0.1325				
7	1.221671	0.8745				
8	1.5654	0.815				
9	4.036914	0.401				
10	3.531505	0.4731				

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARAÚJO, C. H. e FERREIRA P.C. (2006) "On the economic and fiscal effects of infrastructure investment in Brazil." *Ensaios Econômicos* EPGE/FGV: <http://epge.fgv.br/pt/ensaios-economicos>.
- ASCHAUER, D. (1989), "Is public expenditure productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23, pp. 177-200.
- BACHA, E. e BONELLI, R. (2003) "Accounting for Brazil's growth experience:1940-2002." Núcleo de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças (NUPE/Cdg).
- BARRO, R. (1990), "Government spending in a simple model of endogenous growth." *Journal of Political Economy*, v. 98, pp. 103-125.
- BENNATHAN, E. e CANNING, D. (2002) "The social rate of return on infrastructure investments." World Bank Policy Research Discussion Paper 2390.
- BILS, M. e KLENOW, P. J. (2000) "Does schooling cause growth?" *American Economic Review*, vol 90, pp. 1160-1183.
- BONELLI, R. e FONSECA, R. (1998) "Ganhos de produtividade e eficiência: novos resultados para a economia brasileira." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, n.2, pp. 273-314.
- CALDERÓN, C.; SERVÉN, L.(2003) "The output cost of Latin America's infrastructure gap.", em *The limits of Stabilization: Infrastructure, Public Deficits and growth in Latin America*, Stanford University Press 2003.

- DUGGAL, V.; SALTZMAN C.; KLEIN L. (1999) "Infrastructure and productivity: a non linear approach." *Journal of Econometrics*, v.92, p. 47-74.
- ELLERY Jr., R.; FERREIRA; P. C.; GOMES,V. (2005) "Produtividade agregada brasileira (1970-2000): declínio robusto e fraca recuperação." *Ensaios Econômicos EPGE/FGV*: <http://epge.fgv.br/pt/ensaios-economicos>.
- FERNALD, G. (1999) "Roads to prosperity? Assessing the link between public capital and productivity." *American Economic Review*, vol 89, p. 619-638.
- FERREIRA, P. C. e MALLIAGROS, T. (1998) "Impactos produtivos da infraestrutura no Brasil 1950/95." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, n.2, p.315-338.
- GARCIA, F, SANTANA, J. R. e SOUZA, R. C. (2004) "O custo social do subdesenvolvimento da infraestrutura." Relatório de pesquisa, SINICESP, FGV.
- GOMES, V.; PESSÔA, S., VELOSO, F. (2003) "Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.33, p.389-434.
- HALL, P. (1986) "On the Number of Bootstrap Simulations Required to Construct a Confidence Interval", *Annals of Statistics*, v. 14, No 4, p. 1453-1462.
- JOHANSEN, S. (1995) *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press.
- KLENOW, P. J. e RODRIGUEZ-CLARE, A. (1997) "The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far?" NBER Macro Annual, p. 73-103.
- LÜTKEPOHL, H. & SAIKKONEN, P. (1999) "Order selection in testing for the cointegrating rank of a VAR process.", em *Cointegration, Causality and Forecasting. A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, Oxford University Press.
- MORANDI, L., REIS, E. J. (2003) *Estimativa do estoque de capital fixo-Brasil, 1950-2000*. Rio de Janeiro:IPEA, nov. 2003, mimeo.
- MUNNEL, A. (1992) "Infrastructure investment and economic growth." *Journal of Economic Perspectives*, v. 6, P. 189-198.
- PINHEIRO, A.; GILL I; SERVÉN, L.; THOMAS, M. (2001) "Brazilian economic growth, 1900-2000: lessons and policy implications." Artigo não publicado.
- ROCHA, C. H. e TEIXEIRA, J. R. (1996) "Complementaridade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90." *Revista Brasileira de Economia*, vol. 50.
- ROMER, D. (2005) *Advanced Macroeconomics*, 3rd ed. McGraw-Hill.
- RODRIK, D. (1999) "Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses." *Journal of Economic Growth*, v. 4, n. 4, p. 385-412, 1999.
- SANT'ANA,T., ROCHA, C. H. e TEIXEIRA, J. R. (1994) "The impact of public investment on private capital formation in Brazil: 1965-85." *Brazilian Meeting of Operational Research*, vol.26, 1994
- SOLOW, R. (1956) "A contribution to the theory of economic growth." *Quarterly Journal of Economics*, v.70, p.65-94, 1956
- SOUZA JR., J. R. e JAYME JR., F. G. (2004) "Constrangimentos ao crescimento no Brasil: um modelo de hiatos 1970-2000." *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 8, 2004.