

ESTIMANDO O IMPACTO DO ESTOQUE DE CAPITAL PÚBLICO SOBRE O PIB PER CAPITA CONSIDERANDO UMA MUDANÇA ESTRUTURAL NA RELAÇÃO DE LONGO PRAZO

Área 5 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições

Classificação JEL: H54, O47, C32.

Jimmy Lima de Oliveira

Doutorando em Economia – CAEN/UFC

jimmy_lima@caen.ufc.br

Fabício Carneiro Linhares

Phd em Economia – University of New Hampshire

flinhares@caen.ufc.br

Sergio Aquino de Souza

Phd em Economia – Pennsylvania State University

sergiodesouza@ufc.br

RESUMO

Este trabalho se propõe a estimar a elasticidade produto-capital público para economia brasileira, no período de 1950 a 2005, com o objetivo de analisar a relação de longo prazo entre essas variáveis. Ao realizar a estimação do vetor de cointegração, considerou-se a ocorrência de uma mudança estrutural na relação de longo prazo provocada pela acentuada redução da taxa de investimento do setor público nas últimas décadas. A mudança na relação de longo prazo entre as variáveis pode ser captada por uma mudança no componente determinístico do vetor de cointegração. O resultado do teste de instabilidade do vetor de cointegração, desenvolvido por Seo (1998), confirmou a ocorrência da mudança. Com base nesse resultado estimou-se o vetor de cointegração por Mínimos Quadrados Dinâmicos permitindo uma mudança estrutural no componente determinístico seguindo a metodologia proposta por Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005). As estimativas obtidas são inferiores às encontradas na literatura.

Palavras-Chave: Infra-estrutura Pública, Cointegração, Mudança Estrutural.

ABSTRACT

This study aims to estimate the elasticity product-public expenditure to the Brazilian economy, during the period 1950-2005, with the aim of examining the long-term relationship between these variables. In making the estimate of the cointegration vector, it was considered was the occurrence of a structural change in of long term relationship caused by sharp reducing the rate of investment in the public sector in recent decades. The change in long-term relationship between variables can be captured by a change in component deterministic in the cointegration vector. The result of the test of instability of the cointegration vector, developed by Seo (1998), confirms the occurrence of change. Based on this result it was estimated the cointegration vector by Dynamic Least Squares allowing a structural change in component deterministic following the methodology proposed by Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005). Estimates obtained are lower than those found in the literature.

Key-Words: Public Infrastructure, Cointegration, Structural Change

1 Introdução

Diversos trabalhos foram realizados com o objetivo de estimar a elasticidade renda dos gastos públicos em infra-estrutura na economia brasileira. No entanto, mesmo reconhecendo o efeito da acentuada retração dos investimentos públicos sobre o crescimento do produto, nenhum deles levou em consideração este fato quando da especificação do modelo econométrico. Como resultado, as estimativas apresentadas eram sempre bastante superiores as encontradas na literatura internacional para países desenvolvidos.

O objetivo deste trabalho é, portanto, tentar contribuir para o debate sobre os impactos produtivos dos gastos públicos em infra-estrutura, analisando a relação de longo prazo entre as variáveis PIB per capita e estoque de capital público considerando a mudança estrutural ocorrida nessa relação, que reflete a acentuada redução das taxas de investimento do setor público nas últimas décadas.

O período imediato ao pós-guerra até o final dos anos 70 se caracteriza pela adoção de um modelo de crescimento econômico baseado no Estado desenvolvimentista interventor. Todos os planos elaborados durante o período colocavam nas mãos do setor público a tarefa de conduzir as obras de infra-estrutura que objetivavam romper os estrangulamentos que impediam o processo de industrialização.

O processo de industrialização brasileiro foi caracterizado por elevados investimentos em infra-estrutura. No período 1950-79 houve um crescimento acelerado dos investimentos em energia elétrica e transportes, contribuindo para um forte crescimento no PIB. Os investimentos foram efetuados, em sua grande maioria, pelas empresas estatais.

As obras necessárias à adequação da infra-estrutura econômica do país ao crescimento industrial representavam uma forte pressão sobre os gastos públicos. A intervenção no processo econômico através de mecanismos fiscais e creditícios representaram uma deterioração da receita pública. Ao mesmo tempo, o aumento das responsabilidades do setor público pelos investimentos requereu um maior endividamento. Essa necessidade de financiamento foi crescente na medida em que o déficit das estatais passou a corresponder a uma parcela crescente do PIB.

Com a expansão da liquidez internacional no final dos anos 60 e início dos anos 70, as estatais recorreram, de forma crescente, a empréstimos de bancos não oficiais. Essa utilização crescente de recursos do exterior explica parte significativa do aumento da dívida externa brasileira no período.

Apesar das condições crescentemente restritivas do ponto de vista do financiamento, o crescimento econômico foi preservado, mesmo diante da mudança de ênfase da política econômica a partir de 1976. Os gastos em formação bruta de capital fixo das estatais crescem continuamente até 1976, se mantém por quatro anos neste alto patamar para depois cair significativamente.

A partir da década de 80, com a deterioração financeira do Estado, a escassez de financiamento internacional e a aceleração do processo inflacionário, os investimentos públicos são drasticamente reduzidos. Esta redução nos investimentos contribuiu para a queda da taxa de crescimento do PIB.

A incapacidade do governo em financiar seus investimentos a partir da década de 80, trouxe sérias conseqüências para o crescimento econômico. A adoção de políticas restritivas a partir de outubro de 1980 foi responsável pelo primeiro declínio do PIB real, no pós-guerra. Ainda mais importante do que a retração do crescimento do produto foi a trajetória do investimento. A sua desaceleração a partir de meados dos anos 70 foi substituída pela redução absoluta ao longo dos anos 80. O investimento público em obras de infra-estrutura mostrou crescimento desprezível ao longo da década. Na primeira metade dos anos 90, a queda dos investimentos foi ainda maior.

Com a estagnação dos investimentos públicos, especialmente em infra-estrutura, torna-se imperativo investigar a relação entre investimento público, infra-estrutura e crescimento, de modo a possibilitar avaliação dos custos da redução do papel do setor público na economia brasileira.

O presente trabalho está dividido em seis seções incluindo esta introdução. A segunda seção é dedicada à revisão de literatura. A base de dados utilizada é apresentada na seção seguinte. A quarta seção se refere à metodologia empregada. Os resultados obtidos são apresentados na quinta seção. E, finalmente, a sexta seção encerra este trabalho com a conclusão a cerca dos resultados obtidos.

2 Revisão de Literatura

Diversos trabalhos empíricos sugerem que os gastos públicos podem elevar o crescimento econômico. O artigo de Aschauer (1989), para dados da economia americana, foi o primeiro a abordar este tema¹. Em sua contribuição seminal, Aschauer encontrou uma forte relação positiva entre infra-estrutura pública e produto. Ele explorou a relação entre produto e capital público, incluindo o capital público como um insumo produtivo em uma função de produção do tipo Cobb-Douglas. Utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), ele estimou que um aumento de 1% no capital público implicaria em um aumento entre 0,36 e 0,39 % no produto.

Munnel (1990) obteve estimativas semelhantes para dados regionais americanos, investigando o impacto de medidas desagregadas de capital público sobre a performance econômica. Ela construiu uma série de medidas de estoque de capital público para os estados americanos e os introduziu como insumos em uma função produção. Os resultados indicaram que o capital público tem um impacto positivo e significativo sobre o produto.

Uma vasta literatura empírica que se desenvolveu após o trabalho de Aschauer concluiu que, embora exista a evidência de um efeito positivo do capital público sobre o produto, a magnitude desse efeito é, em geral, muito menor do que o reportado por ele. Aaron (1990) observa que, embora o trabalho de Aschauer tenha feito uma contribuição importante ao incluir o capital público como uma variável explicativa do produto, a elevada magnitude do coeficiente estimado levanta algumas questões acerca da metodologia empregada.

A primeira questão se refere ao sentido da causalidade assumido entre capital público e produto. A introdução do estoque de capital público como um fator adicional em uma função de produção assume o sentido da causalidade é do capital público para o produto. No entanto, pode haver causalção reversa, com o crescimento do produto levando a um maior investimento público. Além da simultaneidade, outras questões acerca da endogeneidade do capital público podem ser suscitadas. Os gastos em infra-estrutura podem ser maiores em anos de maior crescimento econômico por causa da maior disponibilidade de recursos, ou podem ser maiores em anos de baixo crescimento se o governo adota uma política anticíclica.

Outra questão se refere a não estacionariedade dos dados. As séries agregadas de capital público e produto em geral apresentam tendência. Nesse caso, MQO aplicados a dados não estacionários pode gerar uma correlação espúria entre estoque de capital público e produto². Com respeito a essa questão, a maneira apropriada de se proceder é analisar se as variáveis são estacionárias ou cointegradas.

Outra maneira de modelar os efeitos do capital público sobre o crescimento econômico é incluir o investimento em capital público em regressões do tipo *cross-section*. Este tipo de abordagem não sofre do problema de correlação espúria, no entanto, não está imune a viés de variável omitida e causalção reversa, embora procedimentos em dois estágios baseados no uso de variáveis instrumentais possam amenizá-los.

¹ Após a contribuição pioneira de Aschauer, uma vasta literatura sobre o tema foi desenvolvida. Uma boa revisão desta literatura pode ser encontrada em Gramlich (1994), Sturm, de Haan e Kuper (1998) e Seitz (2001).

² Regressão espúria é um problema típico de séries temporais ou dados em painel quando se dispõe de uma grande número de períodos.

Apesar dos possíveis problemas existentes, o uso de regressões *cross-country* para estimar o impacto produtivo do capital público se deve em grande parte a teoria do crescimento endógeno³. Barro (1990) desenvolveu e estimou um modelo de crescimento endógeno no qual os serviços públicos entram na função de produção aumentando o produto marginal do capital privado. No modelo desenvolvido por Barro (1990) os gastos públicos financiados pela arrecadação de impostos apresentam impacto positivo até certo nível de carga tributária a partir do qual os efeitos negativos da taxa se sobrepõem aos benefícios gerados pela infra-estrutura pública.

Uma maneira de evitar os problemas de simultaneidade (endogeneidade) e de causalção reversa apontados anteriormente, é analisar a relação entre gastos públicos em infra-estrutura e crescimento econômico a partir de modelos Vetores Autorregressivos (VAR). Em um modelo VAR as variáveis são explicadas por suas defasagens e defasagens das outras variáveis, portanto, todas as variáveis são conjuntamente determinadas⁴, permitindo, assim, a existência de efeitos feedback entre as variáveis.

A vantagem do VAR é que não é preciso impor a priori qualquer link causal entre as variáveis, o sentido da causalidade pode ser testado a partir do teste de Granger. Outra vantagem do emprego do VAR é que não é preciso assumir a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, a existência de tal relação pode ser testada. O teste de cointegração desenvolvido por Johansen (1991) pode indicar a existência de uma relação de longo prazo, caso as variáveis sejam cointegradas.

No Brasil, estudos recentes utilizando a metodologia VAR têm explorado os efeitos do capital público sobre o crescimento e a produtividade. Ferreira (1996) estimou o impacto do capital de infra-estrutura federal (telecomunicações, energia elétrica, portos, setor marítimo e ferrovias) e o impacto do capital público total (capital das estatais e administrações públicas) sobre o PIB. As estimativas mostraram que um aumento de 1% no capital de infra-estrutura gerava, no longo prazo, um aumento entre 0,34 e 1,12 por cento no PIB, dependendo da taxa de depreciação utilizada (6, 8 ou 10%). Quanto à série ampla, capital público total, o impacto estimado sobre o PIB situou-se entre 0,71 e 1,05 por cento. Os seus resultados indicavam uma forte relação entre investimentos em infra-estrutura e PIB no longo prazo. No entanto, estas estimativas aparentam ser excessivamente otimistas.

Utilizando dados para o período de 1950-1995, Ferreira e Malliagos (1998) estimaram o impacto de longo de prazo do capital de infra-estrutura sobre o PIB e a produtividade total dos fatores (PTF). Além disso, eles investigaram também o sentido de causalção entre as variáveis. Utilizando uma análise de cointegração baseada na metodologia de Johansen (1991 e 1995), os autores encontraram estimativas para elasticidade-renda que se situavam entre 0,55 e 0,61. Essas estimativas são inferiores às obtidas por Ferreira (1996). Todavia, são superiores as estimativas encontradas para outros países. Segundo os autores, “uma primeira explicação possível seria uma possível não linearidade desta elasticidade: devido à escassez relativa de infra-estrutura no Brasil durante o período considerado seu impacto sobre o produto seria mais forte.” (Ferreira e Malliagos, 1998, p. 9)

Ferreira e Araújo (2006) estimaram o impacto sobre o produto de variações na infra-estrutura pública. Eles estimaram uma equação de cointegração do produto por trabalhador, capital público, capital privado e capital humano. Foram estimadas quatro equações que diferem na maneira como o capital humano é introduzido, em nível ou em logaritmo, e no período de tempo considerado. Em todas as equações o coeficiente do capital público foi estimado com o sinal correto, mas na maioria dos casos foi estatisticamente não significativo aos níveis usuais. Quando utilizaram um período diferente, 1960-1996 ao invés de 1960-2000, as estimações foram mais precisas com respeito ao coeficiente do capital público (0,33). Eles utilizam esse sistema para simular a resposta das variáveis econômicas a choques na infra-estrutura. O impacto das variações no capital público sobre o capital privado e o produto per capita é de magnitude considerável,

³ A literatura sobre crescimento endógeno tenta explicar, teórica e empiricamente, porque diferenças de renda entre os países não tendem a desaparecer ao longo do tempo como prediz o modelo de crescimento neoclássico.

⁴ Termos determinísticos como uma constante e uma tendência linear podem ser incluídos.

especialmente se consideradas as respostas de longo-prazo. As respostas acumuladas são muito altas e bem acima de exercícios similares que utilizam dados para os Estados Unidos e outros países da OCDE.

Utilizando dados agregados, Candido Jr. (2001), estimou as elasticidades produto-gasto público e o diferencial de produtividade em relação ao setor privado. Os efeitos dos gastos públicos no Brasil foram avaliados por duas metodologias. A primeira, utilizando MQO, permitiu estimar o efeito da externalidade dos gastos e o diferencial de produtividade em relação ao setor privado. No conceito que engloba consumo mais transferências, o efeito externalidade foi negativo. Na segunda definição de gasto total (que inclui os investimentos), os resultados indicaram uma externalidade positiva, mas o diferencial de produtividade, em relação ao setor privado, apresentou-se negativo.

A segunda metodologia utilizada foi um modelo do tipo ADL (Autoregressive Lag Distributed Model), baseada na abordagem de Hendry. Os valores das elasticidades produto-gasto público nos dois conceitos foram negativos. A equação de curto prazo mostrou que os gastos públicos defasados no período de um ano surtem impactos positivos sobre o PIB. No longo prazo, porém, esse efeito se reverte. Esse conjunto de resultados levou o autor a concluir que a proporção de gasto público no Brasil se encontrava acima de seu nível ótimo.

A partir das séries temporais de produto, investimento público e PTF, Candido Jr. (2006) investigou as relações dinâmicas de curto e longo prazo entre investimento público e produto, e investimento público e PTF para três países da América do Sul: Argentina, Brasil e Chile, no período de 1970-2000. Os resultados encontrados foram: uma relação de longo prazo positiva entre investimento público e produto em todos os países, e uma relação de longo prazo entre investimento público e PTF positiva somente para a economia chilena. O autor concluiu que esse resultado poderia corroborar a maior magnitude da elasticidade produto-investimento público do Chile com relação à Argentina e Brasil, dado que o investimento público na economia do Chile eleva o produto indiretamente, por meio da PTF. Os valores das elasticidades foram bastante próximos na Argentina e no Brasil, da ordem de 0,56 e 0,58, respectivamente. Já no caso do Chile, o valor da elasticidade no período foi aproximadamente sete vezes maior.

Baseado no modelo de crescimento endógeno desenvolvido por Barro (1990), Assis e Dias (2004) avaliaram o impacto da política fiscal e do nível de tecnologia sobre a taxa de crescimento econômico do Brasil, entre os anos de 1951 e 2000, a partir da metodologia VAR. Eles verificaram que os gastos do setor público com investimentos geram externalidades positivas que podem ampliar a taxa de crescimento econômico do país. Todavia, ressaltam os autores, um aumento dos gastos financiados pela elevação de impostos leva a uma redução na rentabilidade dos investimentos privados, determinando um efeito total negativo da participação do governo na economia. Concluem que a carga tributária, utilizada para financiar os gastos públicos, causa impacto negativo sobre a taxa de crescimento quando ultrapassa o nível de 25% do produto.

3 Base de Dados

As séries utilizadas neste trabalho foram extraídas do IPEADATA. O PIB per capita é obtido utilizando-se o deflator implícito do PIB nominal e a população residente em 1º de julho.

A série de estoque de capital público se refere ao estoque líquido – construções – da administração pública. As séries estão avaliadas em R\$ 2000 e são determinadas para o período de 1950-2005.

O critério de escolhas das séries foi baseado na constatação que a maioria dos trabalhos empíricos realizados para economia brasileira, Ferreira (1996), Ferreira e Malliagos (1998), Candido Jr. (1999) e Candido Jr. (2006), utilizou apenas essas duas séries. Para que os resultados obtidos neste trabalho possam ser comparados com os trabalhos anteriores optou-se, então, por utilizar somente estas.

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t .$$

As matrizes α e β têm posto r , $\rho(\alpha) = \rho(\beta) = r$. Elas especificam o termo de longo prazo do modelo com β contendo as relações de cointegração e α representando os coeficientes de ajustamento. Os Γ_j ($j = 1, \dots, p-1$) são matrizes ($K \times K$) contendo os parâmetros de curto prazo.

4.2 Testes de Raiz Unitária

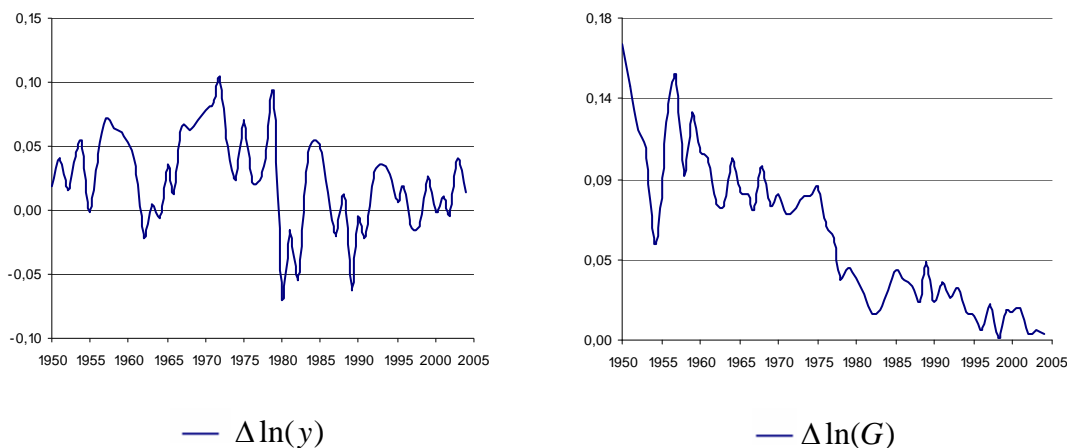
Ao realizar uma análise de cointegração, o primeiro passo é determinar a ordem de integração das variáveis individuais. A ordem de integração das variáveis será determinada com base na realização dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Zivot e Andrews (ZA).

O teste ADF checa a hipótese nula que existe uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade do processo de geração de dados, que pode ter uma média diferente de zero e uma tendência linear determinística. O teste estatístico possui uma distribuição limite não-padrão. A distribuição limite depende dos termos determinísticos que tenham sido incluídos⁶.

Os resultados do teste ADF para as variáveis logaritmo do PIB per capita $\ln(y)$ e logaritmo do estoque de capital público $\ln(G)$ indicam a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para ambas as séries⁷.

Dado que todas as variáveis do modelo exibiram raiz unitária em nível, aplicou-se o teste ADF nas séries em primeira diferença. Neste caso, se a hipótese nula for rejeitada então a variável é integrada de ordem um, $I(1)$. Note que, neste procedimento, se um termo de tendência linear é necessário para testar y_t , somente uma constante será usada no teste para Δy_t , porque, se $y_t = \mu_0 + \mu_1 t + x_t$, então $\Delta y_t = \mu_1 + \Delta x_t$.

Gráfico 2: Primeira Diferença dos Logaritmos do PIB per capita e do Estoque de Capital Público



O resultado do teste ADF nas séries em primeira diferença indica a rejeição da hipótese nula de raiz unitária para $\Delta \ln(y)$, mas não a rejeita para $\Delta \ln(G)$ ⁸. A série $\Delta \ln(G)$ parece

⁶ Os valores críticos são obtidos por simulação e estão disponíveis em Fuller (1976) e Davidson e MacKinnon (1993).

⁷ Na realização dos testes, o número de defasagens foi determinado de acordo com o critério de Schwarz, e foram incluídos um intercepto e um termo de tendência linear.

apresentar uma tendência declinante ao longo do tempo (Gráfico 2). No entanto, era de se esperar que as séries em primeira diferença não apresentassem tendência. O termo de tendência deveria desaparecer quando a série é diferenciada.

Sob a hipótese de mudança estrutural nas séries o teste ADF é enviesado na direção da não rejeição da hipótese nula mesmo se a série é estacionária dentro de cada sub-período. Portanto, deve-se considerar a possibilidade da ocorrência de mudanças estruturais.

No teste ZA a hipótese nula de raiz unitária é confrontada com a hipótese alternativa de um processo estacionário com uma mudança estrutural nos parâmetros da parte determinística. O teste permite uma mudança no nível e/ou na inclinação na função tendência no período T_B . O procedimento de teste também permite estimar a data de ocorrência da mudança.

Na realização do teste ZA foram utilizadas várias especificações para o termo determinístico permitindo mudança apenas na constante, apenas na tendência e em ambos. A data estimada da mudança situou-se em torno do período 26, e os resultados indicam que as séries $\ln(y)$ e $\ln(G)$ são $I(1)$.

4.3 Teste de Cointegração

O propósito do teste de cointegração é determinar se um conjunto de variáveis não-estacionárias são cointegradas ou não. Ou seja, se existe uma combinação linear dessas variáveis que é estacionária. Portanto, se as variáveis são $I(1)$, o número de relações de cointegração r deve ser especificado em adição ao número de defasagens.

Assumindo que o processo y_t é Gaussiano ou, equivalentemente, $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$, o MCE pode ser estimado por Máxima Verossimilhança (MV) levando-se em conta a restrição sobre o posto da matriz $\Pi = \alpha\beta'$. Por conseguinte, os testes da Razão de Verossimilhança (RV) podem ser utilizados para determinar se existem relações de cointegração entre as variáveis.

Sob as hipóteses Gaussianas, a distribuição da estatística de RV sob $H_0(r_0)$ é não padrão. Ela depende da diferença $K - r_0$ e dos termos determinísticos incluídos no processo de geração de dados. Na realização dos testes de cointegração, utilizou-se um modelo com uma constante e uma tendência restrita ao vetor de cointegração. Essa especificação elimina a possibilidade de uma tendência quadrática na variável em nível.

Em um sistema de K variáveis podemos ter apenas $K - 1$ relações de cointegração. Por conseguinte, em um modelo bivariado podemos ter no máximo uma relação de cointegração. Os resultados dos testes indicam que $\rho(\Pi) = 1$, ou seja, existe um vetor cointegrante.

4.4 Teste para Mudança Estrutural em Sistemas Cointegrados

Dada à reorientação da política de investimentos públicos a partir de meados da década de 70, pode-se questionar a estabilidade da relação de equilíbrio de longo prazo entre o PIB per capita e o estoque de capital público.

Pode-se testar a estabilidade da relação de longo prazo, testando-se a ocorrência de mudança estrutural no vetor de cointegração entre as variáveis. Seguindo Seo (1998) será realizado um teste para mudança estrutural com um ponto de mudança desconhecido. O teste se baseia na estimação de Máxima Verossimilhança do MCE desenvolvida por Johansen (1995).

⁸ O resultado teste ADF indica a rejeição da hipótese nula na presença de uma tendência linear determinística na série $\ln(G)$ em primeira diferença.

O teste define estatísticas de multiplicador de Lagrange para mudanças estruturais no vetor de cointegração. As estatísticas utilizadas são a média (Ave-LM), a média exponencial (Exp-LM) e o supremo (Sup-LM).

Considere um MCE com uma tendência determinística permitindo uma mudança estrutural no vetor de cointegração

$$\Delta X_t = \alpha \begin{pmatrix} I_r \\ \beta + \delta(t > T_B) \end{pmatrix} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t.$$

Esse modelo assume implicitamente a condição de normalização utilizada por Phillips (1991), permitindo assim a identificação do vetor de cointegração. As hipóteses nula e alternativa para estabilidade do vetor de cointegração β são:

$$H_0 : \delta = 0 \text{ e } H_1 : \delta \neq 0.$$

A estatística de teste é uma função dos dados amostrais e do estimador de MV do modelo restrito. O teste para mudança estrutural tem distribuição não-padrão que depende do ponto de mudança e do número de parâmetros a ser estimado.

A Tabela 1, abaixo, apresenta os resultados do teste de instabilidade do vetor de cointegração. As estatísticas Ave-LM e Exp-LM confirmam a rejeição da hipótese nula de estabilidade do vetor de cointegração, enquanto a Sup-LM não a rejeita. De acordo com Seo (1998), em pequenas amostras a estatística Exp-LM é a mais indicada.

Tabela 1 – Teste de Instabilidade do Vetor de Cointegração

Estatísticas		
Ave-LM	Exp-LM	Sup-LM
3,17	2,31	9,10
Valores Críticos		
	10%	5%
Ave-LM	1,95	2,48
Exp-LM	1,50	2,01
Sup-LM	8,05	9,46

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos de mudança foram determinados de acordo com o conjunto de valores possíveis [0,15; 0,95].

Os resultados apresentados sugerem, então, a ocorrência de uma mudança estrutural no vetor de cointegração. Todavia, não é possível identificar qual parâmetro é afetado pela mudança. Portanto, deve-se considerar uma estratégia de estimação que permita mudanças nos diferentes termos determinísticos considerados.

4.5 Método de Estimação

O método de estimação empregado para se obter as estimativas do vetor de cointegração será baseado no estimador de Mínimos Quadrados Dinâmico desenvolvido por Stock e Watson (1993). No entanto, deve-se considerar uma mudança estrutural sugerida pelo teste de instabilidade do vetor de cointegração apresentado na seção anterior.

Seguindo Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005), será estimado um modelo que permite uma mudança estrutural nos parâmetros dos componentes determinísticos do vetor de cointegração. O modelo sob consideração é uma extensão multivariada daquele especificado em Kwiatkowski et al. (1992), permitindo mudanças nos componentes determinísticos na data T_B . A data da mudança é estimada através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos.

Sob a hipótese de cointegração, o modelo pode ser descrito da seguinte maneira,

$$Y_t = g_i(t) + X_t' \beta_1 + \sum_{j=-k}^k \Delta X_{t-j}' \gamma_j + u_t,$$

em que $g_i(t)$ é uma função dos componentes determinísticos. Diferentes especificações serão consideradas dependendo da definição da função $g_i(t)$. Três especificações serão consideradas:

$$\text{Modelo (1): } Y_t = \mu_0 + \theta DU_t + \mu_1 t + X_t' \beta' + \sum_{j=-k}^k \Delta X_{t-j}' \gamma_j + u_t;$$

$$\text{Modelo (2) } Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \gamma DT_t^* + X_t' \beta + \sum_{j=-k}^k \Delta X_{t-j}' \gamma_j + u_t;$$

$$\text{Modelo (3) } Y_t = \mu_0 + \theta DU_t + \mu_1 t + \gamma DT_t^* + X_t' \beta + \sum_{j=-k}^k \Delta X_{t-j}' \gamma_j + u_t.$$

com $DU_t = 1$ e $DT_t^* = (t - T_B)$, para $t > T_B$, com $T_B = \lambda T$, $0 < \lambda < 1$, indicando a data da mudança. Esses modelos permitem uma mudança estrutural na parte determinística da relação de longo prazo. O modelo (1) permite uma mudança no intercepto, o modelo (2) permite uma mudança na tendência e o modelo (3) permite uma mudança no intercepto e na tendência.

Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005) propõem um teste de multiplicador de Lagrange (ML) para checar a hipótese nula de cointegração permitindo uma mudança estrutural nos parâmetros do componente determinístico. A estatística LM para testar a hipótese nula de cointegração contra a hipótese alternativa de ausência de cointegração é dada por:

$$LM_i(\lambda) = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_{i,t}^2,$$

na qual $\lambda = T_B / T$, $S_{i,t} = \sum_{j=1}^t \hat{u}_{i,j}$ é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo sob consideração, e $\hat{\omega}_1^2$ denota um estimador consistente da matriz de variância de longo prazo de $u_{i,t}$. A distribuição assintótica do teste ML é expressa como uma soma ponderada de dois funcionais independentes do processo de Wiener.

5 Resultados

Com base no teste de cointegração proposto por Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005), em todas as especificações consideradas não se rejeita a hipótese de cointegração ao nível de 5%. Esse resultado produz, então, uma forte evidência de que existe uma relação de cointegração entre as variáveis.

A Tabela 2, a seguir, apresenta as estimativas dos modelos sob consideração. Para efeito de comparação a estimativa de MV do vetor de cointegração, sem considerar a mudança estrutural, é

apresentada juntamente com as estimativas dos modelos (1), (2) e (3) descritos acima. Em todos os casos, as estimativas obtidas apresentam o sinal correto e são significantes aos níveis usuais.

Tabela 2 – Relações de Cointegração Estimadas

Coefficiente	MV	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
β	0,5272	0,3895	0,2745	0,2654
Estatística - t	5,2023	15,2123	3,7590	3,0441

Fonte: Elaboração própria

O valor da estimativa de MV está de acordo com os resultados encontrados na literatura. Quando se considera uma mudança no nível do componente determinístico, modelo (1), o valor estimado do vetor de cointegração é inferior à estimativa de MV. Permitindo, uma mudança na inclinação da função determinística, modelo (2), produz-se uma estimativa bastante inferior a dos modelos anteriores. E, finalmente, considerando o modelo (3), que permite uma mudança tanto no nível como na inclinação, obtém-se um valor muito próximo ao gerado pelo modelo (2).

6 Conclusão

As estimativas da elasticidade produto capital público para o Brasil, reportadas em trabalhos anteriores, são de magnitudes bastante elevadas, principalmente, quando comparadas aos valores obtidos em trabalhos realizados para países da OCDE⁹. Esses resultados indicam haver um maior impacto dos investimentos públicos em infra-estrutura no crescimento do PIB per capita no Brasil do que nos países desenvolvidos.

Ao se considerar a ocorrência de uma mudança estrutural na relação de longo prazo entre o PIB per capita e o estoque de capital público de infra-estrutura conseguiu-se chegar a uma estimativa para o Brasil inferior a reportada na literatura.

Enquanto perdurou o modelo de crescimento liderado pelos investimentos do setor público, os investimentos em infra-estrutura representavam aproximadamente 4% do PIB. Com o crescente endividamento externo e a deterioração das finanças públicas, essa participação caiu para 1,85% ao longo dos anos 80. A redução do investimento público teve impacto sobre as taxas de crescimento do produto nos anos posteriores. A taxa de crescimento do PIB acompanhou de perto a trajetória da taxa de investimento. O PIB, após crescer a uma taxa média de quase 10% ao ano, no período compreendido entre o imediato pós-guerra até o final dos anos 70, apresentou uma taxa média de crescimento em torno de 3% ao longo das últimas décadas.

Por serem cointegradas, como sugere os diferentes testes de cointegração realizados, a mudança na relação de longo prazo entre as variáveis pode ser captada por uma mudança no componente determinístico do vetor de cointegração. O teste de instabilidade do vetor de cointegração confirma a ocorrência de tal mudança.

O método de estimação empregado permitiu estimar o vetor de cointegração sob diferentes especificações em relação à mudança no componente determinístico. Em todas elas o valor da estimativa da elasticidade produto-capital público é inferior aos resultados obtidos pelos trabalhos anteriores. Os resultados obtidos empiricamente confirmam a existência de uma forte relação entre infra-estrutura e produto no longo prazo. E, mostrou que a queda observada nos investimentos em infra-estrutura representa um sério obstáculo ao crescimento.

⁹ Ver Ferreira e Araújo (2006) para maior discussão.

Referencias Bibliográficas

- Aaron, H.J. (1990), "Discussion", in: A.H. Munnell, editor, *Is There a Shortfall in Public Capital Investment?*, Federal Reserve Bank of Boston, Boston.
- Aschauer, David (1989). "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, v.23, p.177-200.
- Assis, Luciana C. e Dias, Joílson (2004). "Política Fiscal, Nível Tecnológico e Crescimento Econômico no Brasil: Teoria e Evidência Empírica". XXXII Encontro Brasileiro de Economia. Anpec.
- Barro, R. J (1990) "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economic*, 98.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. e Sansó, A. (2005). "Testing the null of cointegration with structural breaks". Working Paper.
- Candido Jr, Oswaldo. (2001). "Os Gastos Públicos no Brasil São Produtivos." *Planejamento e Políticas Públicas*, nº 23. IPEA.
- Candido Jr, Oswaldo. (2006). "Efeitos do Investimento Público sobre o Produto e a Produtividade: Uma Análise Empírica". *Texto para Discussão nº 1204*. IPEA
- Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, London.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 22, p. 313-344.
- Ferreira, P. C. (1996). "Investimento em Infra-estrutura no Brasil: Fatos Estilizados e Relações de Longo Prazo." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.26, n.2, p.231- 252.
- Ferreira, P. C. e T. Malliagos (1998). "Impactos Produtivos da Infra-estrutura no Brasil: 1950-1995." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, nº 2, pp. 315-338.
- Ferreira, P. C. e C. H. Araújo (2006). "On the Economic and the Fiscal Effects of Infrastructure Investment in Brazil." *Ensaio Econômicos*, nº 613.
- Ghali, K. H. (1999). "Government Size and Economic Growth: Evidence from Multivariate Cointegration Analysis". *Applied Econometrics*, 34, p. 975-987.
- Hansen, Bruce E. (2001). "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity." *Journal of Economic Perspectives*, v.15, Número 4, pp 117-128.
- Hsieh, E. and Lai, K. (1994). "Government Spending and Economic Growth". *Applied Economics Review*, 80, p. 86-91.
- Johansen, S. (1995) "Likelihood-based Inference in Cointegration Vector Autoregressive Models". Oxford University Press, Oxford.

Munnel, A. H (1990). "How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance." *New England Economic Review*, p. 11-32, Sept. 1990.

Seo, Byeongseon (1998). "TESTS FOR STRUCTURAL CHANGE IN COINTEGRATED SYSTEMS". *Econometric Theory*, 14, 1998, 222–259.

Stock, J. H. e Watson M. W. (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica*, Vol. 61, No. 4. (Jul., 1993), pp. 783-820.