

EFEITOS DO INVESTIMENTO SOBRE O CRESCIMENTO NO BRASIL: AMPLIANDO O TESTE EMPÍRICO DE JONES (1995)

Ivan Castelar*

Fabício Linhares**

Christiano Penna***

Este trabalho emprega uma extensão do teste empírico de modelos de crescimento proposto por Jones (1995). Em um contexto onde funções de produção possibilitam efeitos diferenciados do investimento no crescimento econômico, uma metodologia baseada num modelo não linear, com efeito *threshold*, é proposta para investigar os efeitos do investimento em capital fixo no crescimento da renda *per capita* brasileira. Os resultados sugerem que este tipo de investimento deve afetar o crescimento de longo prazo do Brasil, desde que a economia esteja em um estágio relativamente desacelerado. Em caso de rápido crescimento, entretanto, o capital fixo parece não exercer grande influência na taxa de crescimento de longo prazo.

1 INTRODUÇÃO

Na literatura econômica os efeitos do investimento sobre o crescimento têm sido geralmente analisados sob a perspectiva das teorias neoclássica e do crescimento endógeno. A primeira vertente segue o trabalho seminal de Solow (1956), que afirma que os retornos do capital são decrescentes e que o investimento é capaz de gerar apenas um efeito temporário na taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB); ou seja, a relação de longo prazo entre o investimento e a taxa de crescimento econômico seria inexistente.

A teoria do crescimento endógeno, baseada principalmente nos trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988), por outro lado, assume que os retornos de escala do capital são constantes, preconizando a existência de uma relação positiva entre investimento e crescimento econômico de longo prazo.

O exame da literatura recente sobre crescimento parece indicar um consenso entre os economistas de que a teoria neoclássica é capaz de explicar melhor o crescimento econômico de longo prazo; entretanto, esta teoria não consegue explicar de maneira satisfatória o crescimento recente dos Tigres Asiáticos ou os desastres de crescimento como os dos países da África subsaariana.

* Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia (Caen) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

** Professor do Caen/UFC.

*** Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece) e doutorando do Caen/UFC.

Através da teoria do crescimento endógeno é possível explicar os fenômenos citados anteriormente, entretanto, e de uma maneira geral, a previsão desta teoria em relação à maneira como o investimento influencia o crescimento de longo prazo não vem sendo constatada pela análise empírica.

Como, até então, não se sabia ao certo se os efeitos do investimento sobre o crescimento eram de curto ou de longo prazo; se os efeitos de nível prevaleciam sobre os de crescimento; ou, ainda, se os retornos constantes do fator acumulável prevaleciam sobre os retornos decrescentes, Jones (1995) organizou os modelos de crescimento endógenos e neoclássicos conforme suas previsões e observou que a relação entre investimento e crescimento em cada um deles se dava não só de maneiras distintas, mas também excludentes. Com base nestas previsões, ele formulou um teste empírico através da análise de séries temporais que permite corroborar um determinado modelo em detrimento do outro.¹

O teste proposto por Jones (1995) foi bem aceito pela comunidade acadêmica e tem sido replicado e analisado até recentemente. Dentre os principais trabalhos relacionados ao teste, pode-se citar Karras (1999), que conduz o teste para um painel de 11 economias da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) utilizando como variável explicativa a carga tributária; Romero-Avila (2006), que utiliza testes de raiz unitária que possibilitam a acomodação de quebras estruturais e possuem maior poder frente aos utilizados por Jones (1995); e, também, Kocherlakota e Yi (1994), que investigaram as previsões relacionadas à maneira como inovações temporárias nas políticas públicas afetam o nível do crescimento econômico.² Para estes estudos, todos baseados na metodologia de Jones, a previsão de que o investimento gera apenas efeitos temporários no nível do PIB, ou do PIB *per capita*, é constatada.

Tanto a metodologia empregada em Jones, quanto nos demais estudos citados, parte da premissa de que o investimento é linearmente relacionado ao crescimento econômico de longo prazo. No entanto, e embora a possibilidade de efeitos diferenciados do investimento no crescimento econômico tenha sido relativamente pouco explorada pela literatura do crescimento econômico, esta possibilidade de efeitos diferenciados foi caracterizada em alguns estudos.

1. É necessário ressaltar que a análise das previsões dos modelos neoclássicos e endógenos, nos termos de Jones (1995), é baseada no pressuposto de que as economias operam apenas com um dos dois tipos de função de produção inerentes à análise, ou seja, este teste empírico parte da premissa de que a economia em análise utiliza ou uma função de produção neoclássica ou uma função de produção que permite crescimento endógeno.

2. Contrariamente a estes autores, Lau (2008) argumenta que a análise direta, via séries temporais, da hipótese de que mudanças permanentes na taxa de investimento produzem efeitos no nível ou efeito no crescimento pode não ser sempre possível devido à falta de permanentes mudanças na taxa de investimento, mas, apesar da crítica, a proposta deste último autor é muito semelhante à de Kocherlakota e Yi (1994), e finda por analisar uma previsão alternativa à proposta por Jones (1995)

No campo teórico, por exemplo, Azariadis e Drazen (1990) introduzem um efeito *threshold* para segregar as externalidades positivas advindas do investimento em capital humano e formulam um modelo de crescimento onde existem dois tipos de equilíbrio. Um primeiro equilíbrio, que nos parece ser mais condizente com a teoria neoclássica, pois a economia repousa sobre um estado estacionário sem crescimento da renda *per capita* onde o montante inicial de capital humano é tão baixo que o retorno marginal dos recursos investidos na educação se torna inferior ao custo de oportunidade de retirá-los da produção. Assim sendo, o estoque de capital humano nunca deve aumentar e, um segundo equilíbrio que, por sua vez, é mais condizente com a previsão dos modelos endógenos, onde o estoque de capital humano é maior e o retorno adicional de educação torna-se alto o suficiente para sustentar um constante investimento na educação, possibilitando assim crescimento endógeno.

Duggal, Saltzman e Klein (1999) questionam as funções Cobb-Douglas, CES e Translog e argumentam que a teoria neoclássica sugere que o produto marginal do trabalho seja positivo, com uma derivada segunda que inicialmente é positiva e, após atingido um máximo, negativa.³ Isto significa que há uma escala inicial de produção caracterizada por retornos crescentes para a entrada de trabalho e que o gráfico da produção total em relação ao insumo trabalho deveria mostrar um comportamento semelhante a uma curva com formato de S.

Para garantir este formato, os autores formulam uma função de produção onde a infraestrutura atua como parte da restrição tecnológica e não como um insumo discricionário, especificando a taxa de crescimento tecnológico como uma tendência temporal e uma função não linear da infraestrutura. Deste modo, o efeito do investimento no crescimento econômico também passa a ser não linear.

Fiaschi e Lavezzi (2007) também propõem um modelo de crescimento não linear baseado numa função de produção convexo-côncava, onde o progresso tecnológico é resultante do comércio internacional, da acumulação de conhecimento e de *spillovers* tecnológicos. Os autores argumentam que o modelo sugere uma trajetória não linear devido à existência de um nível intermediário de capital que gera retornos crescentes de escala e que tal suposição seria justificada por mudanças estruturais no processo de crescimento.⁴ A decorrência deste tipo de modelagem também conclui com efeitos não lineares do investimento no crescimento econômico.

3. Uma série de estudos empíricos vem questionando a validade da especificação da função de produção Cobb-Douglas usualmente utilizada. Duffy e Papageorgiou (2000), Klump e de La Grandville (2000), Miyagiwa e Papageorgiou (2003), Palivos e Karagiannis (2007) e Papageorgiou e Saam (2008), por exemplo, sugerem que a especificação do tipo CES é mais aderente aos dados do que a especificação Cobb-Douglas.

4. Nestes estudos, as mudanças estruturais seriam decorrentes de alterações na participação relativa dos setores da agricultura e da indústria, como sugerem os estudos de Lewis (1956) e Rostow (1960). Para uma discussão mais detalhada dos efeitos gerados por possíveis mudanças estruturais numa determinada economia, ver Murphy, Shleifer e Vishny (1989) e Peretto (1999).

No âmbito dos ciclos de negócios,⁵ Matsuyama (1999) descreve uma interessante teoria onde a trajetória de crescimento balanceado é instável e uma economia atinge o crescimento sustentável através de ciclos, movendo-se perpetuamente entre dois regimes distintos. O regime de Solow, onde os produtos são fornecidos num ambiente competitivo sem inovação e a função de produção agregada possui as propriedades neoclássicas padrão; e o regime de Romer, onde a estrutura de mercado é temporariamente monopolística, existe inovação e a função de produção agregada é linear no capital.

Ainda neste âmbito, Evans, Honkapohja e Romer (1998) construíram um modelo de expectativas racionais cuja economia se alterna estocasticamente entre períodos de baixo e alto crescimento. A indeterminação das expectativas é induzida pela concorrência monopolista e pela complementaridade entre os diferentes tipos de bens de capital, não sendo necessário externalidades nem retornos crescentes de escala. Neste modelo, quando os agentes esperam que o crescimento seja lento, o retorno sobre o investimento é baixo e portanto pouco se investe; de modo contrário, se os agentes esperam que o crescimento seja rápido, o investimento é alto, os retornos são altos, e o crescimento é rápido.

Lensink (2002) também reforça a existência de uma relação não linear entre incerteza e investimento para economias desenvolvidas. O estudo apresenta dois tipos de estimativas do impacto da incerteza, que neste caso é descrita pela volatilidade dos retornos do mercado de ações, sobre o investimento. No primeiro, são estimados modelos de investimento onde são incluídos um termo linear e um termo quadrático para a incerteza. Já no segundo, são estimados modelos de investimento em que a incerteza é uma variável *threshold*. Ambos os tipos de estimativas fornecem evidências empíricas sobre a relevância de um efeito não linear da incerteza sobre o investimento.

Constata-se, portanto, que os estudos citados parecem sugerir possíveis explicações para um efeito diferenciado do investimento sobre o crescimento econômico. Tal diferenciação poderia decorrer dos formatos funcionais alternativos das funções de produção agregadas, ou devido a algum mecanismo de transmissão ligado à incerteza ou às expectativas racionais, por exemplo. Os estudos também sugerem que a diferenciação destes efeitos possivelmente esteja associada ao estado em que a economia se encontra, tal como descrito em Evans, Honkapohja e Romer (1998) e em Matsuyama (1999).

Assim sendo, uma modificação do teste de Jones, de modo que o mesmo passe a englobar as questões apresentadas acima, é de extrema relevância para a compreensão do processo de crescimento econômico.

5. Embora a teoria que trata de ciclos de negócios possa ser completamente desvinculada da teoria do crescimento econômico, os estudos aqui citados que tratam deste tema motivam e contribuem de maneira satisfatória para o trabalho apresentado.

Portanto, motivado pela discussão acima, o presente estudo busca dar uma contribuição empírica à literatura que analisa efeitos não lineares do investimento sobre o crescimento econômico. Para tanto, se propõe uma metodologia baseada num modelo, com efeito, *threshold*, expandindo assim o teste inicial de Jones.

O restante do trabalho é organizado da seguinte forma: na seção 2 realiza-se uma análise tanto da teoria quanto da evidência empírica sobre o teste de Jones (1995). Na seção 3 motiva-se o possível efeito não linear do investimento no crescimento econômico. Como não se sabe *a priori* qual a correta especificação da função de produção, tal efeito parece ser decorrente de especificações de funções de produção alternativas condizentes com um efeito *threshold*. A seguir sugere-se uma estratégia empírica capaz de acomodar tal possibilidade. Essa metodologia alternativa baseia-se num modelo não linear denominado *TADL*, uma extensão do modelo *ADL* empregado em Jones (1995). Posteriormente apresenta-se um procedimento, baseado na estatística de *Wald*, proposto por Hansen (1996), o qual permite inferir se a presença de não linearidade é estatisticamente significativa. A seção 4 trata das evidências empíricas para o caso brasileiro. Já na última seção são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2 O TESTE DE JONES (1995)

2.1 Análise teórica

Modelos de crescimento neoclássico especificam uma função de produção do tipo $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$, com $A_t = A_0 e^{gt}$, onde $\alpha < 1$ é um parâmetro relacionado à participação dos insumos no processo produtivo, K representa o estoque de capital, L denota a força de trabalho e g é a taxa de crescimento da tecnologia; admite-se que o capital é um fator acumulável e que a taxa de crescimento tecnológico é constante e exógena. Tal especificação implica uma função de produção em forma intensiva dada por $y = f(k) = Ak^\alpha$, com $f'(k) = A\alpha k^{\alpha-1} > 0$, $f''(k) = -A\alpha(1-\alpha)k^{\alpha-2}$.

Os modelos que relaxam a hipótese de rendimentos decrescentes no fator de acumulação, tornando endógeno o progresso tecnológico, são conhecidos como modelos endógenos de crescimento. A função de produção destes modelos passou a ser conhecida como função de produção do tipo AK, por ser descrita como $Y_t = A_t K_t$; ou, em sua forma intensiva, $y_t = f(k) = A_t k_t$. Implicando que $f''(k) = 0$.

A solução para ambos os modelos é determinada através da equação de acumulação de capital:

$$\dot{K}_t = s.Y_t - \delta K_t \Rightarrow \dot{k}_t = s.f(k_t) - (n + g + \delta)k \quad (1)$$

No equilíbrio, o impacto do investimento na taxa de crescimento econômico dependerá de $f'(k)$; pois, $(\partial\gamma_y / \partial s) = f'(k)$. Desta forma, os impactos no modelo endógeno e no modelo neoclássico serão dados, respectivamente, por:

$$(\partial\gamma_y / \partial s)_E = A > 0 \quad (2)$$

e

$$(\partial\gamma_y / \partial s)_N = A\alpha k^{-(1-\alpha)} > 0 \quad (3)$$

Nota-se que o impacto da taxa de poupança na taxa de crescimento do produto *per capita* está relacionado não só a uma constante positiva, $A > 0$, mas também à relação capital-trabalho, k . Deste modo, temos duas previsões distintas. Nos modelos endógenos do tipo AK, o investimento deve ter um impacto permanente na taxa de crescimento do produto *per capita*. Já o modelo neoclássico prevê que o efeito da taxa de poupança na taxa de crescimento do produto deve ser apenas transitório, pois, no longo prazo, conforme $k \rightarrow \infty$, $A\alpha k^{-(1-\alpha)}$ tende para zero.

As equações descritas em (2) e (3) revelam, portanto, duas diferenças fundamentais entre os modelos neoclássicos e endógenos. Nos modelos neoclássicos, inovações permanentes na taxa de investimento afetam de maneira transitória a taxa de crescimento do PIB *per capita*; enquanto nos modelos endógenos, tais inovações afetam permanentemente a taxa de crescimento. Tais diferenças estão não só relacionadas à especificação da função de produção e suas respectivas hipóteses em relação aos rendimentos dos fatores acumuláveis, mas também à construção teórica dos modelos.⁶

2.2 Análise empírica

Jones sugere que é possível testar as previsões do modelo AK contra as do modelo neoclássico a partir de um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ADL) como o formulado adiante.

$$G_t = \mu + A(L)G_{t-1} + B(L)X_t + \varepsilon_t; \quad X_t = D(L)X_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

6. Uma alternativa de evidenciar o que Jones propõe baseia-se na análise da dinâmica de transição dos modelos (BARRO; SALAI-I-MARTIN, 1990).

onde G_t é a taxa de crescimento do PIB *per capita*, X_t é a taxa de investimento, ou uma variável qualquer de política pública que influencie a mesma,⁷ e μ é uma constante. $A(L)$ e $B(L)$ são polinômios no operador de defasagens L com raízes fora do círculo unitário, $D(L)$ é um polinômio com possíveis raízes dentro do círculo unitário e ε_t e η_t são termos de erro.

Pode-se reescrever a equação (4) de modo que seja possível decompor o efeito do investimento em termos de curto e de longo prazo (GREENE, 2003); isto é,

$$G_t = \mu + A(L)G_{t-1} + B(1)X_t + C(L)\Delta X_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde $A(L)$ é um polinômio de ordem p , $B(1) = \sum_{j=1}^q b_j$ revela o impacto de longo prazo de X_t em G_t e $C(L)$ é um polinômio de ordem q , com coeficientes $c_k = -\sum_{j=k}^{q-1} b_j$, o qual descreve o impacto temporário de X_t em G_t . Ressaltando que os efeitos de longo e de curto prazo de X_t em G_t são dados, respectivamente, por $[1 - A(L)]^{-1} \cdot B(1)$ e $[1 - A(L)]^{-1} \cdot C(L)$.

No teste proposto por Jones (1995), a persistência dos movimentos nas séries G_t e X_t foi verificada através de testes de raiz unitária. Jones argumenta que o ideal para testar as previsões dos modelos é ter, de um modo geral, G_t estacionária e X_t não estacionária.

Jones (1995) argumenta que, caso exista efeito de longo prazo da variável X_t sobre G_t , ou seja, se $B(1) \neq 0$, mudanças permanentes em X_t alterarão permanentemente o crescimento econômico e a previsão do modelo AK se verifica. De outro modo, mudanças permanentes em X_t só alterarão temporariamente o crescimento econômico, verificando-se assim a previsão do modelo neoclássico.

Buscando uniformizar a notação com a metodologia proposta mais adiante, reescrevemos a equação (5) da seguinte forma:

$$G_t = W_t \theta + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde $W_t = (1 \ G_{t-1} \ \dots \ G_{t-p} \ X_t \ \Delta X_t \ \dots \ \Delta X_{t-1-q})$ é um vetor de ordem $(1 + p + q) \times 1$ e $\theta = (\mu \ a_1 \ \dots \ a_p \ B(1) \ c_1 \ \dots \ c_{q-1})'$ é um vetor de ordem $1 \times (1 + p + q)$.

7. Se X_t representa a taxa de investimento, é de se esperar que o sinal desta variável represente um impacto positivo na taxa de crescimento econômico; ao utilizar a carga tributária, em vez da taxa de investimento, por exemplo, espera-se que o sinal represente um impacto negativo.

Neste trabalho, assim como em Jones (1995), a estimação de θ na equação (6) ocorre simultaneamente com a determinação das ordens dos polinômios $A(L)$ e $B(L)$ que forneçam o melhor ajuste do modelo. Os valores ótimos de p e q são selecionados a partir do critério de informação de Akaike no intervalo $[0, k_{\max}]$, onde $k_{\max} = [4(T/100)^{1/4}]$ é o número máximo de defasagens permitido e T é o tamanho da amostra.⁸

3 EFEITOS NÃO LINEARES SOBRE O CRESCIMENTO: EXTENSÃO DO TESTE DE JONES (1995)

3.1 Motivação teórica

A Cobb-Douglas, a CES, e a Translog são todas muito utilizadas como função de produção devido ao seu fácil tratamento matemático, que leva a simples e elegantes condições de primeira ordem para a derivação de funções de demanda por fatores e funções custo. As especificações destes tipos de funções de produção na forma intensiva, da maneira como as descritas na análise teórica do teste de Jones, são lineares no capital e, por conseguinte, o efeito do investimento no crescimento econômico também se torna um efeito linear.

Por outro lado, diversos estudos formularam especificações alternativas para a função de produção (AZARIADIS; DRAZEN, 1990; DUGGAL; SALTZMAN; KLEIN, 1999; FIASCHI; LAVEZZI, 2007 são alguns exemplos) onde, devido à especificação utilizada, o efeito do investimento no crescimento econômico passa a ser caracterizado como um efeito não linear.

Como não se sabe *a priori* qual a correta especificação da função de produção, e como efeitos diferenciados podem decorrer de formatos funcionais alternativos da função de produção agregada, seria interessante dar maior flexibilidade aos possíveis efeitos do investimento no crescimento econômico.

Além disso, efeitos diferenciados do investimento no crescimento econômico podem surgir devido a algum mecanismo de transmissão ligado à incerteza ou às expectativas racionais, como sugerem as análises de Evans, Honkapohja e Romer (1998) e Lensink (2002); ou, ainda, devido à qualidade do investimento, ou devido às alterações nas participações relativas do setor público e do setor privado no investimento, como sugerem os trabalhos de Aschauer (1989a, 1989b, 1990, 2000) e de Mittnik e Neumann (2003).

Mittnik e Neumann (2003), por exemplo, analisam a economia alemã após a segunda guerra mundial e constatam que variações no tamanho do governo podem gerar efeitos não lineares no processo de crescimento.

8. Schwert (1989) sugere $k_{\max} = [d(T/100)^{1/d}]$ e aponta $d=4$ para pequenas amostras num estudo para testes de raiz unitária. Neste trabalho optou-se por utilizar o critério sugerido, embora seja desconhecido por nós a utilização do mesmo em modelos ADL.

É necessário ressaltar que tais efeitos devem estar associados a alguma variável econômica. Estudos como os de Evans, Honkapohja e Romer (1998) e o de Matsuyama (1999), por exemplo, sugerem que tais efeitos possivelmente estejam associados ao estado em que a economia se encontra. Em conformidade com tais trabalhos, uma maneira condizente de segregar estes efeitos seria, portanto, buscar condicionar o efeito do investimento ao crescimento observado no passado.⁹

3.2 Análise empírica

3.2.1 Modelo TADL

A seção anterior motiva a possibilidade de um efeito diferenciado do investimento no crescimento econômico. Para investigar esta possibilidade, emprega-se uma modificação dos modelos *Threshold Autoregressive Models* (TAR).

Os modelos TAR descrevem a dinâmica de um processo univariado por meio de um modelo autorregressivo, cujos coeficientes mudam de acordo com o regime. O modelo proposto neste trabalho busca incorporar a proposta de efeitos diferenciados, discutida anteriormente, numa simples extensão dos modelos TAR para o caso de modelos do tipo ADL. Tal modelo, denominado *Threshold Autoregressive Distributed Lag* (TADL), permite analisar a influência do investimento na taxa de crescimento sob diferentes regimes em que a economia se encontra, ou na forma em que a relação entre essas variáveis se dá.¹⁰

Supondo apenas dois regimes, o modelo TADL correspondente ao teste de Jones idealizado na equação (6), pode ser representado de acordo com

$$G_t = I_{t1}(\lambda)W_t\theta_1 + I_{t2}(\lambda)W_t\theta_2 + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde:

$$W_t = (1 \ G_{t-1} \ \dots \ G_{t-p} \ X_t \ \Delta X_t \ \dots \ \Delta X_{t-1-q})$$

$$\theta_i = (\mu_i \ a_{i1} \ \dots \ a_{ip} \ B_i(1) \ c_{i1} \ \dots \ c_{iq-1})', \quad i = 1, 2,$$

$I_{t1}(\lambda) = I\{V_t \leq \lambda\}$ e $I_{t2}(\lambda) = I\{V_t > \lambda\}$ são funções indicadoras, V_t e λ são, respectivamente, a variável e o parâmetro *threshold*.¹¹ O erro, ε_t , é uma sequência de

9. Esta não é a única alternativa existente, entretanto, nos parece ser a mais indicada.

10. Note-se que, dentro da lógica empírica proposta por Jones (1995), assim como em Matsuyama (1999), agora se pode ter um regime Neoclássico e um regime AK.

11. Assume-se que as ordens de defasagens dos polinômios nos modelos com efeito *threshold* são iguais para os dois regimes.

variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, com as propriedades clássicas, de modo que $\sigma^2(\lambda) = E(\varepsilon_t^2) < \infty$.

Sob esta abordagem a ideia inicial do teste não é descaracterizada, pois, caso o efeito *threshold* não seja estatisticamente significativo, retorna-se a uma análise semelhante àquela proposta por Jones. De outro modo, havendo evidência de efeito *threshold*, então a estimativa do parâmetro que o mesmo representa deve sugerir efeitos diferenciados do investimento no crescimento econômico.

É necessário que a variável *threshold*, V_t , seja predeterminada e estritamente estacionária, com uma função de distribuição contínua (HANSEN, 1997). A variável G_{t-d} ($d > 0$) atende a tais requisitos e está em conformidade com os estudos de Evans, Honkapohja e Romer (1998) e Matsuyama (1999). Como o objetivo é captar possíveis diferenças em relação ao crescimento pelo qual uma

determinada economia transitou, propõe-se $V_t = \frac{\sum_d G_{t-d}}{d}$, $d \leq k_{\max}$; ou seja, a

seleção dos regimes dar-se-á de acordo com a média das taxas de crescimento que o país experimentou no passado. Sob essa especificação, a equação (8) revela que os coeficientes de inclinação podem se modificar de acordo com os regimes.

3.2.2 Quebra estrutural

Países em desenvolvimento, como o Brasil, podem sofrer grande influência do ambiente externo, sendo necessário analisar a ocorrência de possíveis mudanças estruturais em determinadas variáveis. Devido a este fato, propõem-se extensões dos modelos ADL e TADL que permitam uma quebra estrutural, a qual poderia refletir a mudança de todos os parâmetros dos modelos. Entretanto, devido ao reduzido tamanho amostral, optou-se pela mudança apenas no intercepto. A quebra estrutural endógena aqui proposta cumpre, portanto, o mesmo papel do efeito fixo utilizado por Jones (1995) no seu estudo com dados em painel.

A modificação dos modelos correspondentes às equações (6) e (7) é, portanto,

$$G_t = H_t \psi + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$G_t = I_{t_1}(\lambda) H_t \phi_1 + I_{t_2}(\lambda) H_t \phi_2 + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde:

$$H_t = (1 \quad d_t \quad G_{t-1} \quad \dots \quad G_{t-p} \quad X_t \quad \Delta X_t \quad \dots \quad \Delta X_{t-1-q}),$$

$$\psi = (\mu \ \delta \ a_1 \ \dots \ a_p \ B(1) \ c_1 \ \dots \ c_{q-1})',$$

$$\phi_i = (\mu_i \ \delta_i \ a_{i1} \ \dots \ a_{ip} \ B_i(1) \ c_{i1} \ \dots \ c_{iq-1})', \quad i = 1, 2$$

$$e \ d_t = 0, \text{ se } t < T_Q, \text{ e } d_t = 1, \text{ se } t \geq T_Q$$

onde T_Q é o período da quebra estrutural, determinado endogenamente na estimação dos modelos. Ainda devido à exiguidade da amostra, para economizar graus de liberdade, assume-se que $\mu_1 = \mu_2$ e $\delta_1 = \delta_2$.

3.2.3 Identificação e estimação

Os parâmetros das equações (7), (8) e (9) são estimados pela aplicação sequencial de mínimos quadrados condicionados a cada ponto dos parâmetros T_Q , λ e d nos seus respectivos espaços, Π , Λ e Δ .¹² Para cada $T_Q \in \Pi$, $\lambda \in \Lambda$ e $d \in \Delta$, definem-se os resíduos:

$$e_t(\lambda) = G_t - I_{t1}(\lambda)W_t\hat{\theta}_1 - I_{t2}(\lambda)W_t\hat{\theta}_2 \quad (10)$$

$$e_t(T_Q) = G_t - W_t\hat{\psi} \quad (11)$$

$$e_t(T_Q, \lambda) = G_t - I_{t1}(\lambda)W_t\hat{\phi}_1 + I_{t2}(\lambda)W_t\hat{\phi}_2 \quad (12)$$

onde $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$, $\hat{\psi}$, $\hat{\phi}_1$ e $\hat{\phi}_2$ são estimativas de mínimos quadrados.

Como no modelo *ADL* simples, a estimação de θ_1 , θ_2 , ψ , ϕ_1 e ϕ_2 é feita com a seleção das ordens p , q e d , e $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, $\hat{\sigma}^2(T_Q)$ e $\hat{\sigma}^2(T_Q, \lambda)$ são as variâncias residuais; então, as estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de T_Q e λ são os valores que minimizam as respectivas variâncias nos espaços Π e Λ . Ou seja:¹³

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda) \quad (13)$$

12. $\Pi = [\text{int}\{0.2 \times T\}, \text{int}\{0.8 \times T\}]$, onde T é o tamanho da amostra, e $\Lambda = [V_{\min}, V_{\max}]$, onde V_{\min} e V_{\max} são os valores mínimo e máximo da variável *threshold*, determinados de forma que o modelo com maior número de parâmetros possa ser estimado. O espaço Λ é dividido em 200 pontos λ_i tais que $\lambda_{i+1} - \lambda_i = a$ para todo $i = 1, 2, \dots, 200$.

13. O método de solução para os problemas de minimização das equações (13), (14) e (15) é equacionado por meio de "grid search". Π , Λ e Δ contêm um número finito de valores e, conseqüentemente, $\Pi \times \Lambda \times \Delta$ também contém apenas um número finito de valores. Por exemplo, se o tamanho da amostra é 100, $\Pi \times \Lambda \times \Delta$ contém 64 mil elementos (T_Q, λ, d).

$$\hat{T}_Q = \arg \min_{T_Q \in \Pi} \hat{\sigma}^2(T_Q) \quad (14)$$

$$(\hat{T}_Q, \hat{\lambda}) = \arg \min_{(T_Q, \lambda) \in \Pi \times \Lambda} \hat{\sigma}^2(T_Q, \lambda) \quad (15)$$

3.2.4 Testes para quebra estrutural e efeito threshold

Uma questão relevante é saber se a mudança de intercepto e o efeito *threshold* são estatisticamente significantes. Através da resposta a esta indagação é possível distinguir qual seria o modelo que melhor se ajusta aos dados.

Sendo os erros independentes e identicamente distribuídos, sob a hipótese de homoscedasticidade e da inexistência de efeito *threshold* ou quebra estrutural, define-se a variância residual do modelo (6) como $\hat{\sigma}^2$. Só é possível obter os resíduos descritos em (10), (11) e (12) e as variâncias residuais $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$, $\hat{\sigma}^2(\hat{T}_Q)$ e $\hat{\sigma}^2(\hat{T}_Q, \hat{\lambda})$, sob as seguintes hipóteses alternativas:

$$\text{Existe efeito } \textit{threshold} \Rightarrow H_A : \theta_1 \neq \theta_2 \quad (16)$$

$$\text{Existe quebra estrutural} \Rightarrow H_A : \theta \neq \psi \quad (17)$$

$$\text{Existe efeito } \textit{threshold} \text{ e quebra estrutural} \Rightarrow H_A : \theta_1 \neq \theta_2 \neq \psi \quad (18)$$

As hipóteses alternativas descritas nas equações (17) e (18) sugerem a simples ocorrência de uma mudança no intercepto. A regra de decisão para escolher o modelo que se ajusta melhor aos dados é baseada na estatística:

$$F_T = T((\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_A^2) - 1) \quad (19)$$

onde $\hat{\sigma}_0^2$ é definida como a variância residual do modelo, sob a hipótese nula, e $\hat{\sigma}_A^2$ é a variância residual da estimação de MQO sob a hipótese alternativa.

Considerando (17), (18) e (19), e dado que F_T é uma função monotônica em $\hat{\sigma}_A^2$, segue-se que $F_T^\lambda = \sup_{\lambda \in \Lambda} F_T(\lambda)$, $F_T^{T_Q} = \sup_{T_Q \in \Pi} F_T(T_Q)$ e $F_T^{T_Q, \lambda} = \sup_{(T_Q, \lambda) \in \Pi \times \Lambda} F_T(T_Q, \lambda)$.

Portanto, se o valor do teste F_T for suficientemente alto, rejeita-se o modelo sob a hipótese nula em favor do modelo sob a hipótese alternativa.

No presente estudo tem-se uma combinação de quatro modelos tomados 2 a 2. Tais combinações induzem as regras de decisão delineadas no quadro 1.

QUADRO 1

Equações para regra de decisão

H_0 :	H_A :	$F_T = T((\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_A^2) - 1)$	Equação
ADL	ADL-SB	$F_T(T_Q) = T((\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(T_Q)) - 1)$	(20)
ADL	TADL	$F_T(\lambda) = T((\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(\lambda)) - 1)$	(21)
ADL	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T((\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)) - 1)$	(22)
ADL-SB	TADL	$F_T(\lambda) = T((\hat{\sigma}^2(T_Q) / \hat{\sigma}^2(\lambda)) - 1)$	(23)
ADL-SB	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T((\hat{\sigma}^2(T_Q) / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)) - 1)$	(24)
TADL	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T((\hat{\sigma}^2(\lambda) / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)) - 1)$	(25)

Fonte: Elaboração dos autores.

A rejeição da hipótese nula em (20) implica que o modelo ADL-SB é estatisticamente mais relevante do que o modelo ADL para a representação dos dados. A mesma rejeição em (22) significa que o modelo TADL-SB possui maior grau de aderência aos dados do que o modelo ADL. E, ao rejeitar a hipótese nula em (24), o modelo *Threshold* com quebra se ajustaria melhor aos dados do que o modelo ADL-SB. Ou seja, a rejeição da hipótese nula em (20), (22) e (24), evidenciaria que o modelo que se ajusta melhor aos dados é o modelo TADL-SB.

O cálculo de $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, $\hat{\sigma}^2(T_Q)$ e $\hat{\sigma}^2(T_Q, \lambda)$ só pode ser realizado mediante a hipótese alternativa de que λ e/ou T_Q são conhecidos; entretanto, ambos são *nuisance parameters* e, devido a isso, a distribuição assintótica de F_T deixa de ser uma distribuição-padrão (DAVIES, 1977, 1987). Contudo, procedimentos de *bootstrap* permitem obter uma distribuição assintótica da estatística de teste livre deste tipo de parâmetro. Como $F_T^* \xrightarrow{d} F_T$, as replicações de F_T^* via *bootstrap* podem ser utilizadas para aproximar a distribuição assintótica sob a hipótese nula de F_T (HANSEN, 1996). O procedimento de *bootstrap* consiste nas etapas descritas a seguir.

- 1) Define-se e_t^* , $t = 1, \dots, T$, como um vetor de variáveis escolhidas aleatoriamente de modo que $e_t^* \sim iid N(0, \tilde{\sigma})$, onde $\tilde{\sigma}$ denota o desvio-padrão residual estimado do processo gerador de dados (PGD), ou seja, $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2}$ ou $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2(\hat{\lambda})}$ ou $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2(\hat{T}_Q)}$ ou $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2(\hat{T}_Q, \hat{\lambda})}$.

- 2) Fixam-se os coeficientes do PGD sob a hipótese nula.¹⁴
- 3) Gera-se uma série G_t^* sob a hipótese nula; ou seja, faz-se: $G_t^* = f_0(G_{t-1}^*) + g_0(X_{t-j}^*) + e_t^*$; $i \geq 1$, $j \geq 0$, $t = 1, \dots, T$, onde f_0 e g_0 denotam as funções sob a hipótese nula em questão.
- 4) Usando W_t , $t = 1, \dots, T$, regride-se G_t^* em W_t para obter a variância residual sob as duas hipóteses ($\hat{\sigma}_0^{*2}$, $\hat{\sigma}_A^{*2}$).
- 5) Computa-se $F_T^*(A) = T((\hat{\sigma}_0^{*2} / \hat{\sigma}_A^{*2}) - 1)$.
- 6) Repetem-se os passos anteriores 1.000 vezes e encontra-se $F_T^* = \sup F_T^*(A)$.
- 7) Geram-se valores críticos com base nos $(1 - \alpha)\%$ da amostra.

Esse procedimento cria um intervalo de confiança de *bootstrap* unicaudal que permite testar os modelos sob a hipótese nula em questão.

3.2.5 Teste de significância para $B(1)$

As evidências empíricas indicam que, geralmente, G_t não é persistente, enquanto X_t é persistente (EASTERLY; LEVINE, 2001). Assim sendo, as equações (6), (7), (8) e (9) relacionam uma série estacionária, $G_t \sim I(0)$, com uma série não estacionária, $H_t \sim I(1)$. Numa regressão envolvendo regressores integrados de diferentes ordens, com ausência de autocorrelação serial,¹⁵ os estimadores de mínimos quadrados ainda são consistentes.¹⁶ Entretanto, a distribuição limite destes estimadores não se comporta de forma padrão (PHILLIPS; PARK, 1989). Para gerar valores críticos robustos adota-se o procedimento de *bootstrap* descrito anteriormente, modificando apenas o item (4), que passa a ser:

- 4*) Usando W_t , $t = 1, \dots, T$, regride-se G_t^* em W_t para obter a estatística-t relacionada ao estimador $B(1)$, ou aos estimadores $B_1(1)$ e $B_2(1)$, dependendo do PGD.

4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

4.1 Análise das variáveis

A variável G_t representa a taxa de crescimento anual do produto *per capita* a preços constantes de 2005. A taxa é calculada pela diferença dos logaritmos neperianos do PIB

14. Por exemplo, se o PGD é o ADL faz-se $\theta = \bar{\theta}$.

15. He, Maekawa e Macaleer (2003) argumentam que existindo autocorrelação serial, a consistência dos estimadores não se verifica.

16. Para a consistência dos estimadores seria requerido ainda que X_t fosse exógena. Um teste de causalidade, incluindo até quatro defasagens, mostrou que a taxa de crescimento não causa o investimento. Na falta de instrumentos (problema este que ocorre em quase todos os trabalhos desta natureza) e baseado no teste de causalidade, assumimos que o investimento é exógeno.

per capita, (Y_t/L_t) , em relação ao período anterior, $G_t = [\ln(Y_t/L_t) - \ln(Y_{t-1}/L_{t-1})] * 100$. Os dados para tal variável englobam o período de 1947 a 2005.

A variável X_t representa a taxa de investimento, ou seja, a relação entre a formação bruta de capital fixo (FBCF) e o PIB, ambas as variáveis estão disponíveis no *site* do Ipeadata. O período de análise é o mesmo de G_t . O comportamento temporal das séries é mostrado no gráfico 1.



4.2 Testes de raiz unitária

A análise da estacionariedade das variáveis levou em conta dois testes sem quebra, ambos baseados no critério de informação de Schwartz:¹⁷ O teste Dickey-Fuller Aumentado (1981) – (ADF) – e o teste de Elliott, Rothenberg e Stock (1996) – (ERS), e também o teste de Zivot e Andrews (1992), que torna endógena a existência de eventuais quebras estruturais.

A tabela 1 revela que a série G_t é estacionária a 5% de significância. Para o mesmo nível de significância, a série X_t mostrou-se não estacionária; pois, não se rejeita a presença de raiz unitária em todos os testes. Conclui-se, portanto, que a taxa de investimento é persistente.

17. O Critério de Informação de Schwartz (SIC) é mais restritivo que o critério de informação de Akaike (AIC) e tem melhor desempenho em pequenas amostras (ENDERS, 2003). É mais interessante, portanto, utilizar o primeiro critério para verificação da presença de raízes unitárias. Em ambos os testes, a tendência é estatisticamente insignificante ao nível de 5%, tanto para X_t como para G_t .

TABELA 1

Testes de raiz unitária para taxa de crescimento e taxa de investimento

	G_t		X_t		
	ADF	ERS	ADF	ERS	
Estatística de teste	-3,3141	-3,2256	-2,6321	-1,2628	
1%	-3,5461	-2,6047	-3,5461	-2,6047	
Valores críticos	5%	-2,9117	-1,9464	-2,9117	-1,9464
10%	-2,5936	-1,6132	-2,5936	-1,6132	

Zivot e Andrews (1992)					
Tipo da quebra	G_t		X_t		
	Intercepto	Intercepto e tendência	Intercepto	Intercepto e tendência	
Quebra estimada	1980	1980	1989	1973	
Estatística de teste	-4,9718	-5,3291	-3,2144	-3,6723	
5%	-4,80	-5,08	-4,80	-5,08	
Valores críticos	10%	-4,58	-4,82	-4,58	-4,82

Fonte: Elaboração dos autores.

4.3 Modelo com melhor ajuste

Retornando às equações (20), (22) e (24) e levando em consideração as observações de Phillips e Park (1989) e de Davies (1977, 1987), as técnicas de simulação descritas na subseção 3.2.4 são necessárias para obter valores críticos robustos, pois a distribuição dos estimadores não se comporta de maneira padrão.

A tabela 2 descreve as hipóteses nulas e alternativas, o valor crítico tabulado, F , o valor crítico simulado,¹⁸ F^* , e o valor da estatística de teste, F_T . Todos calculados para um nível de significância de 5%.

TABELA 2

Equações necessárias para regra de decisão

H^0 :	H^A :	F	F	F^T	(Equação)
ADL	ADL-SB	4,12	18,08	23,311	(21')
ADL	TADL-SB	3,12	53,05	66,345	(23')
ADL-SB	TADL-SB	2,62	21,86	30,697	(25')

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota-se na tabela 2 que o valor crítico simulado é bem maior do que o valor tabulado. Tal diferença ocorre devido às diferentes ordens de integração dos regressores. Nota-se também que as hipóteses nulas são rejeitadas em todos os testes; ou

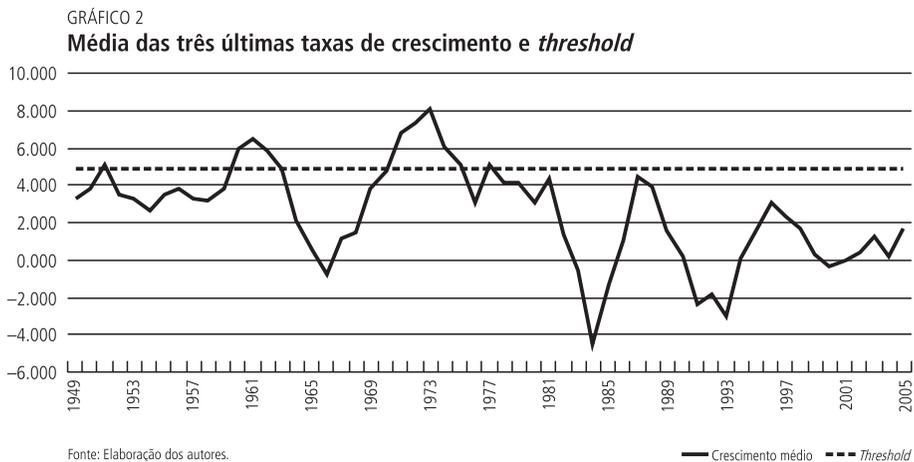
18. Cujo protocolo foi descrito na subseção 3.2.4.

seja, não se deve rejeitar a hipótese de que o modelo TADL-SB oferece um melhor grau de ajuste estatístico aos dados.

4.4 Evidências para o modelo TADL-SB

Estimando (9) encontra-se que o valor de T_Q que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos está associado ao ano de 1975. Esta mudança de patamar indicada pela quebra estimada não deve ser entendida como uma quebra estrutural da série de crescimento econômico, como as apresentadas nos testes de raiz unitária, mas sim como uma mudança estrutural na relação entre crescimento econômico e taxa de investimento. Esta alteração na relação entre as variáveis pode ser decorrente da influência de um choque recessivo mundial associado à explosão dos preços do petróleo, com início em 1973; assim como da própria quebra estrutural na série da taxa de investimento, que decorreu da inevitável redução dos investimentos ao final do “Milagre Econômico”.

A variável *threshold* foi selecionada de acordo com a estimativa $\hat{d} = 3$, ou seja, tomou-se a média dos três últimos períodos de crescimento. O parâmetro *threshold* sugerido pelo critério de minimização da variância foi $\hat{\lambda} = 4,870$. Este parâmetro divide a amostra em dois regimes.¹⁹ Um regime cujos $(1/3) \cdot \sum_3 G_{t-3}$ foram menores ou iguais a 4,87% (regime 1); e um segundo regime, cuja média das três taxas de crescimento anteriores foram maiores do que 4,87% (regime 2). O segundo regime absorveu 22% da amostra, enquanto o primeiro absorveu o restante. É possível retratar tal análise no gráfico 2, a seguir, enquanto as estimativas para tal modelo são descritas na tabela 3.



19. Novamente, ressalte-se aqui que não foi imposto um modelo não linear, mas o mesmo apresentou um melhor grau de ajuste aos dados.

TABELA 3
Estimativa do modelo TADL-SB

Variável	Regime 1		Regime 2	
	Coefficiente	Estatística-t	Coefficiente	Estatística-t
C	-8,276	-2,394	-8,276	-2,394
d_t	-5,940	-4,313	-5,940	-4,313
G_{t-1}	0,335	2,557	0,643	1,149
G_{t-2}	0,110	0,814	0,176	0,293
G_{t-3}	-0,332	-2,563	1,725	3,087
X_t	0,745	3,353	-0,132	-0,423
ΔX_t	-0,336	-1,200	0,291	0,413
ΔX_{t-1}	-0,407	-1,576	1,383	2,396

Fonte: Elaboração dos autores.

A quebra estrutural em 1975 mostrou-se significativa no modelo, com estatística- t de $-4,313$. O valor negativo do coeficiente da *dummy* possivelmente reflete o choque recessivo dos acontecimentos históricos citados anteriormente.

Phillips e Park (1989) e Maekawa *et al.* (1996) sugerem que em modelos como o que foi estimado acima a estatística- t dos coeficientes associados às variáveis estacionárias, como é o caso de todos os coeficientes, com exceção de $B(1)$, pode ser interpretada da maneira convencional.

Assim sendo, observa-se que a significância estatística dos coeficientes de curto prazo só se verifica no segundo regime, com taxa média de crescimento maior do que 4,87%. Este coeficiente é positivo e estatisticamente significativo, com estatística- t de 2,396. Tais resultados sugerem que o impacto de curto prazo da FBCF, ΔX_{t-1} , na taxa de crescimento econômico é mais representativo quando o Brasil experimenta uma taxa média de crescimento relativamente alta. Quando a média do crescimento passado é relativamente baixa, inferior a 4,87%, o impacto da FBCF parece não exercer influência alguma no crescimento econômico de curto prazo.

Os resultados mais interessantes são os relacionados aos possíveis impactos de X_t no crescimento econômico de longo prazo. O coeficiente do impacto de longo prazo de X_t é positivo, 0,745 e estatisticamente significativo, com estatística- t de 3,353 no regime inferior; entretanto, é estatisticamente insignificante no segundo regime, com estatística- t de $-0,423$.²⁰ Ou seja, verificam-se impactos distintos do

20. A heterocedasticidade pode ser geral ou entre regimes. Neste trabalho considerou-se apenas o primeiro tipo. O teste de White para presença de heterocedasticidade fornece um valor de 0,986 com valor tabulado de $\chi^2_{12} = 5,226$; portanto, não se rejeita a hipótese nula de homocedasticidade. O valor- p do teste Jarque-Bera para o modelo TADL-SB é de 0,886, portanto, não se deve rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos.

investimento na taxa de crescimento econômico. Para um patamar relativamente baixo de crescimento, alterações na FBCF geram um efeito permanente na taxa de crescimento, enquanto para um patamar relativamente alto este efeito é apenas transitório.

Entretanto, como $X_t \sim I(1)$, a distribuição dos estimadores relacionados a esta variável torna-se desconhecida, sendo necessária a técnica de *bootstrap* para que valores críticos sejam gerados para tais estatísticas.

Ao calcular o algoritmo que simula valores críticos para um PGD baseado no modelo TADL-SB, sob a hipótese nula de que $B_1(1) \leq 0$ e $B_2(1) \leq 0$, obtém-se os resultados mostrados na tabela 4.

TABELA 4
Valores críticos simulados para estatística de $B(1)$

Hipótese nula	$B(1)_1 \leq 0$	&	$B(1)_2 \leq 0$
Regime	Regime 1		Regime 2
Estatística de teste $B(1)$	3,353		-0,423
10%:	2,50		-1,73
Valores críticos 5%:	3,06		-2,26
1%:	3,62		-2,92

Fonte: Elaboração dos autores.

A tabela 4 é composta de duas análises, uma para cada regime. Para o regime 1 deve-se rejeitar a hipótese nula de que $B(1)_1 \leq 0$, dado que $3,353 > 3,06$. Já para o regime 2, não se deve rejeitar a hipótese nula de que $B(1)_2 \leq 0$. A simulação de valores críticos assegura, portanto, a validade destes resultados.

Posto que o modelo TADL-SB é o que melhor se ajusta aos dados e, verificada a significância estatística do parâmetro $B(1)$, tem-se que o efeito líquido de longo prazo do investimento na taxa de crescimento econômico será dado por $B(1)/(1 - A(L))$. A análise utilizando dados da economia brasileira sugere, então, que no regime 1 tal efeito é de aproximadamente 0,747. Ou seja, um aumento de um ponto percentual (p.p.) na taxa de investimento deveria gerar um aumento de 0,747 na taxa de crescimento anual do PIB *per capita*, ampliando tal taxa, por exemplo, de 0,83% ao ano (a.a.) para aproximadamente 1,577% a.a.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho propôs uma modificação do teste empírico de Jones (1995) de maneira a comportar modelos de crescimento econômico que incorporam em sua estrutura funções de produção alternativas que predizem efeitos não lineares do investimento no crescimento econômico. Apesar de a literatura recente sobre

crescimento econômico não dar a devida atenção ao tema, o presente trabalho objetiva alertar para a ocorrência destes efeitos.

A partir de um modelo de séries temporais que permite um efeito *threshold*, foi possível identificar uma relação não linear entre o investimento e a taxa de crescimento da renda *per capita* no Brasil. Este resultado possibilita uma análise distinta do efeito do investimento no crescimento econômico de acordo com o estado da economia.

Observa-se que o efeito do investimento depende do patamar médio de crescimento passado. Se esse patamar for relativamente alto, os impactos das políticas de crescimento, baseadas no aumento do investimento em capital fixo, só terão efeitos temporários na taxa de crescimento econômico. Entretanto, se o patamar é relativamente baixo, tais efeitos são permanentes. Então, em termos de políticas públicas, constata-se que esse patamar relativo de crescimento passa a balizar as repercussões de políticas de crescimento de longo prazo orientadas pela acumulação de capital.

Mais especificamente, a análise sugere que, no Brasil, a taxa de FBCF é capaz de gerar crescimento econômico de longo prazo quando a economia está operando a uma taxa de crescimento médio abaixo de 4,87%. Entretanto, se a economia estiver operando acima deste limite tal efeito deixa de ser permanente, passando a ser temporário. Como o *threshold* é relativamente alto e, considerando a história recente do Brasil, o trabalho trás evidências de que políticas de investimento em capital fixo são viáveis para promover mudanças de longo prazo no crescimento do país.

Em termos de políticas públicas, supondo que a estrutura dinâmica da economia não se modifique num curto espaço de tempo e, como a partir da segunda metade da década de 1970 o crescimento médio observado vem sendo constantemente inferior ao parâmetro *threshold*, investir em capital fixo como forma de instigar o crescimento econômico brasileiro parece estar em consonância com os resultados da análise aqui realizada. Entretanto, é necessário ressaltar que o trabalho também sugere que, a partir de um determinado patamar; ou seja, a partir de um crescimento médio observado superior a 4,87% a.a., os efeitos do investimento na taxa de crescimento econômico passam a ser transitórios, não contribuindo de maneira significativa para o crescimento econômico de longo prazo. Neste último caso, portanto, políticas de uma natureza diversa deverão ser buscadas.

ABSTRACT

This paper employs an extension of the empirical test of growth models proposed by Jones (1995). In a context where the production functions allow different effects of investment in economic growth, we propose a methodology based on a non linear model with threshold effect to investigate the effects of

the fixed capital investment growth in *per capita* income in Brazil. The results suggest that this type of investment should affect the growth of Brazil, only when the economy is growing relatively slow. In the case of rapid growth, however, fixed capital does not exert a great influence on the product growth rate in the long run.

REFERÊNCIAS

- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 23, n. 2, p. 177-200, Mar. 1989a.
- _____. Does public capital crowd out private capital? *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 24, n. 2, p. 171-188, Sep. 1989b.
- _____. Is government spending stimulative? Contemporary economic policy. *Western Economic Association International*, v. 8, n. 4, p. 30-46, Oct. 1990.
- _____. Do states optimize? Public capital and economic growth. *The Annals of Regional Science*, Springer, v. 34, n. 3, p. 343-363, 2000.
- AZARIADS, C.; DRAZEN, A. Threshold externalities in economic development. *Quarterly Journal of Economics*, v. 105, n. 2, p. 501-526, 1990.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth and convergence across the united states*. 1990 (NBER Working Papers, n. 3.419).
- _____. *Economic growth*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Pres, 1999.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, v. 64, n. 2, p. 247-254, Aug. 1977.
- _____. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, v. 74, n. 1, p. 33-43, Mar. 1987.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1.057-1.071, 1981.
- DUFFY, J.; PAPAGEORGIOU, C. A. Cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification. *Journal of Economic Growth*, v. 5, p. 87-120, 2000.
- DUGGAL V. G; SALTZMAN, C; KLEIN, L. R. Infrastructure and productivity: a nonlinear approach. *Journal of Econometrics*, v. 92, p. 47-74, 1999.
- EASTERLY, W.; LEVINE, R. What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's not factor accumulation: stylized facts and growth models. *The World Bank Economic Review*, v. 15, n. 2, p. 177-219, 2001.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, 1996.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. International Edition Wiley Series in Probability and Statistics. 2nd ed. Aug. 2003.
- EVANS, G. W.; HONKAPOHJA, S.; ROMER, P. Growth cycles *The American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 495-515, Jun. 1998.
- FIASCHI, D; LAZZARI, A. M. Appropriate technology in a Solovian nonlinear growth model. *Oxford Review of Economic Policy*, v. 23, n. 1, p. 115-133, 2007.

GREENE, W. *Econometric analysis*. 5th ed. New York: Prentice Hall, 2003.

HANSEN, B. E. Inference with a nuisance parameter is not identified under the alternative. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 413-430, Mar. 1996.

_____. Inference in TAR models. *Studies in nonlinear dynamics & econometrics*, Berkeley Electronic Press, v. 2, n. 1, p. 1-14, 1997.

HE, Z.; MAEKAWA, K.; MACALEER, M. Assynptotic properties of the estimator of the long run coefficient in a dinamic model with integrated regressors and serially correlated errors. *The Japanese Economic Review*, v. 54, n. 4, Dec. 2003.

JONES, C. I. Times series test of endogenous growth models. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 2, p. 495-525, May 1995.

KARRAS, G. Taxes and growth: testing neoclassical and endogenous growth models. *Contemporary Economic Policy*, v. 17, n. 2, p. 177-188, Apr. 1999.

KLUMP, R.; DE LA GRANDVILLE, O. Economic growth and the elasticity of substitution: two theorems and some suggestions. *American Economic Review*, v. 90, n. 1, p. 282-291, 2000.

KOCHERLAKOTA, N. R.; YI, K. A simple time series test of endogenous vs. exogenous growth models: an application to the United States. *The Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 1, p. 126-134, Feb. 1994.

LAU, S. Using an error correction model to test whether endogenous long run growth exists. *Journal of Economic, Dynamics and Control*, v. 32, n. 10, p. 648-676, 2008.

LENSINK, R. Is the uncertainty-investment link non-linear? Empirical evidence for developed economies. *Review of World Economics* (Weltwirtschaftliches Archiv), Springer, v. 138, n. 1, p. 131-147, Mar. 2002.

LEWIS, A. *The theory of economic growth*. London: Allen and Unwin, 1956.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, Jul. 1988.

MAEKAWA, K. *et al.* Estimation in dynamic regression with an integrated process. *Journal of Statistical Planning and Inference*, v. 49, p. 279-303, 1996.

MATSUYAMA, K. Growing through cycles. *Econometrica*, v. 67, n. 2, p. 335-347, Mar. 1999.

MITTNIK, S.; NEUMANN, T. Time-series evidence on the nonlinearity hypothesis for public spending. *Economic Inquiry*, Oxford University Press, v. 41, n. 4, p. 565-573, Oct. 2003.

MIYAGIWA, K.; PAPAGEORGIOUS, C. Elasticity of substitution and growth: normalized CES in the diamond model. *Economic Theory*, v. 21, p. 155-165, 2003.

MURPHY, K.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Industrialization and the big push. *Journal of Political Economy*, n. 97, p. 1.003-1.026, 1989.

PALIVOS, T.; KARAGIANNIS, G. *The elasticity of substitution as an engine of growth*. Department of Economics, University of Macedonia, revised Dec. 2007 (Discussion Paper Series, 2007_03).

PAPAGEORGIU, C.; SAMM, M. Two-level CES production technology in the solow and diamond growth models. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 110, n. 1, p. 119-143, 2008.

PERETTO, P. F. Industrial development, technological change, and long-run growth. *Journal of Development Economics*, n. 59, p. 389-417, 1999.

PHILLIPS, P. C. B.; PARK, J. Y. Statistical inference in regressions with integrated processes: part 2. *Econometric Theory*, v. 5, n. 1, p. 95-131, Apr. 1989.

ROMER, P. M. Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, p. 1.002-1.037, 1986.

ROMERO-AVILA, D. Can the AK model be rescued? New evidence from unit root tests with good size and power. *Topics in Macroeconomics*, v. 6, issue 1, art. 3, Berkley Eletronic Press, 2006.

ROSTOW, W. W. *The stages of economic growth*. Oxford: Oxford University Press, 1960.

SCHWERT, G. W. Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, v. 7, n. 2, p. 147-159, Apr. 1989.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, p. 65-94, 1956.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shocks, and the unit-root hypotheses. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

(Originais submetidos em setembro/2007. Última versão recebida em julho/2010. Aprovada em agosto/2010.)

