

INVESTIMENTO E OS LIMITES DA ACELERAÇÃO DO CRESCIMENTO

Christiano Penna – CAEN / UFC

Fabício Linhares – CAEN / UFC

Ivan Castelar – CAEN / UFC

RESUMO

Neste trabalho constata-se a evidência de uma relação não linear entre a taxa de formação bruta de capital fixo e a taxa de crescimento econômico na economia brasileira. Devido a essa não linearidade, a influência de investimentos em capital sobre o crescimento de longo prazo passa a ser limitado. Quanto aos efeitos das políticas públicas, depreende-se que por mais que se amplie a taxa de formação bruta de capital fixo o Brasil alcançaria, no máximo, o crescimento do PIB das economias de renda média baixa, ou o crescimento econômico dos países do leste asiático e do Pacífico. O trabalho também sugere ainda que o montante de recursos necessário para alcançar tal objetivo é da ordem de 786 bilhões de reais, valor bem acima do previsto no atual Programa de Aceleração do Crescimento.

Palavras-Chave: Crescimento econômico, taxa de investimento, efeito threshold.

Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

ABSTRACT

Using a threshold autoregressive distributed-lag model, this work has found that the relationship between investment and per capita GDP growth in Brazil is non-linear. Due to this non-linearity, the effect of investment on long-run growth is, therefore, limited. The results of the model also indicate that the expansion of investment in physical capital could increase Brazilian GDP growth to a rate at most as high as those of lower middle income countries or Southeast Asian economies. The results suggest yet that the amount of net investment necessary to reach this growth level is significantly higher than the one budgeted in the Acceleration Growth Program devised by Brazilian central government.

Key-Words: Economic growth, investment rate, threshold effect.

Cod. JEL: E01 , E22 , 047.

INVESTIMENTO E OS LIMITES DA ACELERAÇÃO DO CRESCIMENTO

1 - INTRODUÇÃO

Na literatura econômica os efeitos do investimento sobre o crescimento têm sido analisados pelas correntes neoclássica e endógena. A primeira vertente afirma que a relação de longo prazo entre o investimento e a taxa de crescimento econômico é inexistente; por conseguinte, o investimento só seria capaz de gerar um efeito temporário na taxa de crescimento do PIB, devido aos retornos decrescentes do capital. A segunda vertente, por outro lado, postula a existência de uma relação positiva de longo prazo entre investimento e crescimento econômico, devido aos retornos constantes de escala do fator acumulável.

Vê-se, portanto, que não há consenso entre os economistas em relação à maneira como o investimento afeta o crescimento econômico. Não se sabe ao certo se os efeitos do investimento sobre o crescimento são de curto ou de longo prazo; se os efeitos de nível prevalecem sobre os de crescimento; ou ainda, se os retornos constantes do fator acumulável prevalecem sobre os retornos decrescentes.

Face à controvertida relação entre investimento e crescimento econômico, depreende-se que o retorno esperado das políticas de crescimento fundamentadas no aumento do investimento seria um tanto quanto duvidoso.

Este trabalho segue o modelo de séries temporais, proposto por Jones (1995), para avaliar o efeito de variáveis de políticas públicas¹ sobre o crescimento de longo prazo. Através de um modelo auto-regressivo com defasagens distribuídas (*ADL*), Jones propôs um teste para averiguar se o impacto do investimento em capital físico e bens duráveis sobre a taxa de crescimento é permanente ou transitório. Sendo o impacto permanente, a evidência empírica estaria de acordo com a teoria do crescimento endógeno. Caso o impacto seja temporário; então, a dinâmica dos dados sustentaria a hipótese da teoria neoclássica do crescimento².

¹ Grossman e Helpman (1991a, 1991b) sugerem mais de dez tipos de variáveis representativas de políticas públicas.

² Ver Apêndice.

A análise de Jones, contudo, não leva em conta a possibilidade do investimento afetar o crescimento econômico de maneira não linear. No entanto, é inteiramente razoável, por exemplo, que a acumulação de capital exerça efeitos diferenciados sobre o crescimento, dependendo do estado da economia.

Outro fator negligenciado por Jones é o tipo de inferência estatística adequada à regressões onde as variáveis exibem diferentes ordens de integração. Philips e Park (1989) chamam a atenção para a distribuição de probabilidade dos estimadores extraídos deste tipo de regressão, pois a mesma não se comporta de maneira padrão; exigindo, portanto, técnicas de simulação para a determinação de valores críticos corretos.

A proposta do presente trabalho, por conseguinte, é investigar através de uma análise de séries temporais a relação entre taxa de formação bruta de capital fixo e crescimento econômico de longo prazo no Brasil. Nesta investigação, os problemas relevados por Jones e comentados acima terão a devida consideração.

O restante do trabalho é organizado da seguinte forma. Na seção 2, descreve-se a metodologia do modelo *ADL* e sugere-se uma extensão que possibilite a acumulação de capital ter efeitos diferenciados sobre o crescimento. Essa metodologia alternativa é baseada num modelo denominado *TADL*. Tal modelo é uma extensão do modelo *ADL* que permite a presença de efeito *threshold*. Além destes dois modelos, estende-se ainda mais a análise permitindo quebras estruturais; ou seja, descreve-se também a metodologia dos modelos *ADL-SB* e *TADL-SB*³. Posteriormente apresenta-se um procedimento, baseado na estatística de *Wald*, que permite inferir se a presença de não-linearidade é estatisticamente significativa e, conseqüentemente, qual modelo se ajusta melhor aos dados. Delineia-se, por fim, uma técnica de simulação adequada para contornar o problema das diferentes ordens de integração das variáveis.

Na seção 3 são apresentadas as evidências empíricas para o caso brasileiro e a seção 4 apresenta algumas aplicações dos resultados em exercícios de políticas públicas que visam estimular o crescimento através do investimento. Na última seção são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

³ O termo *TADL-SB* vem de: *Threshold Autoregressive Distributed Lag Models with Structural Break*.

2 - METODOLOGIA

2.1. O Modelo ADL

É possível mensurar qual o efeito do investimento na taxa de crescimento econômico a partir de um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL) como formulado adiante.

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

$$X_t = D(L)X_{t-1} + \eta_t,$$

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, 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 unitário⁴ e ε_t e η_t são termos de erro.

É de se esperar que o sinal da variável X_t carregue em si alguma racionalidade econômica. Ou seja, o sinal do coeficiente de X_t deve depender da variável em análise. Por exemplo, ao utilizar o investimento no modelo, espera-se que o mesmo tenha um impacto positivo na taxa de crescimento econômico, enquanto que ao utilizar a carga tributária espera-se que o impacto seja negativo.

Pode-se reescrever a equação (1) de modo que seja possível decompor o efeito de X_t em termos de curto e de longo prazo⁵; isto é,

$$G_t = \mu + A(L)G_{t-1} + B(1)X_t + C(L)\Delta X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

⁴ Easterly and Levine (2001) afirmam que as evidências empíricas apontam para G_t não persistente e X_t persistente. 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, de um modo geral, é ter G_t estacionária e X_t não estacionária. Jones (1995) ressalta ainda que ao utilizar o investimento, ao invés de outra variável que influenciasse indiretamente o crescimento, é possível testar não só as previsões dos modelos endógenos e AK, mas também as previsões de todas as classes desses modelos.

⁵ Ver Greene (2003).

onde $A(L)$ é um polinômio de ordem p , $B(1) = \sum_{j=1}^q b_j$ mensura o efeito 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 efeito temporário de X_t em G_t .

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

A equação de regressão empregada na estimação da equação (2) é especificada da seguinte forma:

$$G_t = W_t \theta + \varepsilon_t, \quad (3)$$

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

A estimação de θ na equação (3) 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 amostra⁶.

2.2. O Modelo TADL

Os modelos *TAR* descrevem a dinâmica de um processo univariado por meio de um modelo auto-regressivo, cujos coeficientes mudam de acordo com o regime. O modelo proposto neste trabalho é uma simples extensão dos modelos *TAR* para o caso de modelos do tipo *ADL*. O efeito *threshold* dá origem a um modelo denominado de *Threshold Autoregressive Distributed Lag (TADL)*, o qual permite analisar a influência

⁶ Schwert (1989) sugere $k_{\max} = [d(T/100)^{1/d}]$ e aponta $d=4$ para pequenas amostras.

da variável de política pública na taxa de crescimento de acordo com um determinado regime.

Supondo apenas dois regimes, o modelo TADL correspondente à equação (3) pode ser representado da forma abaixo. Ou seja,

$$G_t = I_{t1}(\lambda)W_t\theta_1 + I_{t2}(\lambda)W_t\theta_2 + \varepsilon_t, \quad (4)$$

onde $W_t = (1 \quad G_{t-1} \quad K \quad G_{t-p} \quad X_t \quad \Delta X_t \quad K \quad \Delta X_{t-1-q})$ é um vetor de ordem $(1+p+q) \times 1$, $\theta_i = (\mu_i \quad a_{i1} \quad K \quad a_{ip} \quad B_i(1) \quad c_{i1} \quad K \quad c_{iq-1})'$, $i=1,2$, é um vetor de ordem $1 \times (1+p+q)$, $I_{t1}(\lambda) = I\{V_t \leq \lambda\}$ e $I_{t2}(\lambda) = I\{V_t > \lambda\}$ são funções indicadoras, V_t e λ são a variável e o parâmetro *threshold*⁷. O erro, ε_t , é uma seqüência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas de modo que $\sigma^2(\lambda) = E(\varepsilon_t^2) < \infty$. Assume-se também que ε_t é um erro com as propriedades clássicas.

É necessário que a variável *threshold* V_t seja pré-determinada e estritamente estacionária, com uma função de distribuição contínua [Hansen (1997)]. A variável G_{t-d} ($d > 0$) atende a tais requisitos. Como o objetivo é captar possíveis diferenças em relação aos estados da economia propõe-se $V_t = G_{t-1}$; ou seja, a seleção dos regimes dar-se-á de acordo com a taxa de crescimento que o país experimentou no período imediatamente anterior ($d=1$). Sob essa especificação, a equação (4) revela que os coeficientes de inclinação podem se modificar de acordo com os regimes.

2.3. ADL e TADL com Quebra Estrutural

Como o Brasil é um país que sofre grande influência do ambiente externo, é 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

⁷ Assume-se que as ordens de defasagens dos polinômios nos modelos com efeito *threshold* são iguais para os dois regimes.

cumprir, 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 (3) e (4) são, portanto,

$$G_t = H_t \psi + \varepsilon_t, \quad (5)$$

$$G_t = I_{t1}(\lambda)H_t\phi_1 + I_{t2}(\lambda)H_t\phi_2 + \varepsilon_t, \quad (6)$$

onde $H_t = (1 \quad d_t \quad G_{t-1} \quad K \quad G_{t-p} \quad X_t \quad \Delta X_t \quad K \quad \Delta X_{t-1-q})$ é um vetor de ordem

$$(2+p+q) \times 1, \quad \psi = (\mu \quad \delta \quad a_1 \quad K \quad a_p \quad B(1) \quad c_1 \quad K \quad c_{q-1})' \quad e$$

$$\phi_i = (\mu_i \quad \delta_i \quad a_{i1} \quad K \quad a_{ip} \quad B_i(1) \quad c_{i1} \quad K \quad c_{iq-1})', \quad i=1,2, \quad \text{são vetores de ordem}$$

$1 \times (2+p+q)$ e $d_t = 0$, se $t < T_Q$, e $d_t = 1$, se $t \geq T_Q$.

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

2.4. Identificação e Estimação

Os parâmetros das equações (4), (5) e (6) são estimados pela aplicação sequencial de mínimos quadrados condicionados a cada ponto dos espaços dos parâmetros T_Q e/ou λ , Π e Λ , respectivamente⁸. Para cada $T_Q \in \Pi$ e $\lambda \in \Lambda$, define-se os resíduos:

$$e_t(\lambda) = G_t - I_{t1}(\lambda)W_t\hat{\theta}_1 - I_{t2}(\lambda)W_t\hat{\theta}_2 \quad (7)$$

$$e_t(T_Q) = G_t - W_t\hat{\psi} \quad (8)$$

$$e_t(T_Q, \lambda) = G_t - I_{t1}(\lambda)W_t\hat{\phi}_1 + I_{t2}(\lambda)W_t\hat{\phi}_2 \quad (9)$$

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 conjuntamente com a seleção das

⁸ $\Pi = [\text{int}\{0.2 \times T\}, \text{int}\{0.8 \times T\}]$, 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 $i, i = 1, 2, \dots, 200$.

ordens p e q . Se $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, $\hat{\sigma}^2(T_Q)$ e $\hat{\sigma}^2(T_Q, \lambda)$ são as variâncias residuais; então, as estimativas de MQO de T_Q e λ são os valores que minimizam as respectivas variâncias nos espaços Π e Λ ; ou seja⁹,

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda) \quad (10)$$

$$\hat{T}_Q = \arg \min_{T_Q \in \Pi} \hat{\sigma}^2(T_Q) \quad (11)$$

$$(\hat{T}_Q, \hat{\lambda}) = \arg \min_{(T_Q, \lambda) \in \Pi \times \Lambda} \hat{\sigma}^2(T_Q, \lambda) \quad (12)$$

2.5. 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 o modelo que melhor se ajusta aos dados.

Sendo os erros iid, sob a hipótese de homocedasticidade e da inexistência de efeito *threshold* ou quebra estrutural, define-se a variância residual do modelo (3) como $\hat{\sigma}^2$. Só é possível obter os resíduos descritos em (7), (8) e (9) 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:

$$\text{Existe efeito threshold} \Rightarrow H_A : \theta_1 \neq \theta_2 \quad (13)$$

$$\text{Existe quebra estrutural} \Rightarrow H_A : \theta \neq \psi \quad (14)$$

$$\text{Existe efeito threshold e quebra estrutural} \Rightarrow H_A : \theta_1 \neq \theta_2 \neq \psi \quad (15)$$

A regra de decisão para escolher o modelo que se ajusta melhor aos dados é baseada na estatística

$$F_T = T \left(\left(\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_A^2 \right) - 1 \right) \quad (16)$$

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.

⁹ O método de solução para os problemas de minimização das equações (10), (11) e (12) é equacionado por meio de “*grid search*”. Π e Λ contêm um número finito de valores e, conseqüentemente, $\Pi \times \Lambda$ também contém apenas um número finito de valores. Por exemplo, se o tamanho da amostra é 100, $\Pi \times \Lambda$ contém 16.000 elementos (T_Q, λ) .

Considerando (7), (8) e (9), 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; ou seja, estatisticamente o modelo sob a hipótese alternativa se ajusta melhor aos dados.

No presente estudo tem-se uma combinação de 4 modelos tomados 2 a 2. Tais combinações induzem as regras de decisão delineadas no QUADRO 1, abaixo.

QUADRO 1: Equações para Regra de Decisão

H_0 :	H_A :	$F_T = T\left(\left(\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_A^2\right) - 1\right)$	Equação
ADL	ADL-SB	$F_T(T_Q) = T\left(\left(\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(T_Q)\right) - 1\right)$	(17)
ADL	TADL	$F_T(\lambda) = T\left(\left(\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(\lambda)\right) - 1\right)$	(18)
ADL	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T\left(\left(\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)\right) - 1\right)$	(19)
ADL-SB	TADL	$F_T(\lambda) = T\left(\left(\hat{\sigma}^2(T_Q) / \hat{\sigma}^2(\lambda)\right) - 1\right)$	(20)
ADL-SB	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T\left(\left(\hat{\sigma}^2(T_Q) / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)\right) - 1\right)$	(21)
TADL	TADL-SB	$F_T(\lambda, T_Q) = T\left(\left(\hat{\sigma}^2(\lambda) / \hat{\sigma}^2(\lambda, T_Q)\right) - 1\right)$	(22)

Fonte: Elaboração dos autores

A rejeição da hipótese nula em (17) implica que o modelo *ADL-SB* é preferível ao modelo *ADL* para representar os dados. A mesma rejeição em (19) significa que o modelo *TADL-SB* é preferível ao modelo *ADL*. E, ao rejeitar a hipótese nula em (21), o modelo *Threshold* com quebra se ajustaria melhor aos dados do que o modelo *ADL-SB*. Ou seja, a rejeição da hipótese nula em (17), (19) e (21), 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.

- i) 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 $\tilde{\sigma} = \sqrt{\sigma^2(\hat{T}_Q, \hat{\lambda})}$;
- ii) Fixam-se os coeficientes do PGD sob a hipótese nula; ¹⁰
- iii) Gera-se uma série G_t^* sob a hipótese nula; ou seja, faz-se: $G_t^* = f_0(G_{t-i}^*) + g_0(X_{t-j}) + e_t^*$; $i \geq 1, j \geq 0, t = 1, \dots, T$, onde f_0 e g_0 denotam as funções sob a hipótese nula em questão;
- iv) Usando W_t , $t = 1, \dots, T$, regride-se G_t^* em W_t para obter a variância residual sob as duas hipóteses ($\hat{\sigma}_0^{*2}$, $\hat{\sigma}_A^{*2}$);
- v) Computa-se $F_T^*(A) = T \left(\left(\frac{\hat{\sigma}_0^{*2}}{\hat{\sigma}_A^{*2}} \right) - 1 \right)$;
- vi) Repetem-se os passos anteriores 1000 vezes e encontra-se $F_T^* = \sup F_T^*(A)$;
- vii) Gera-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.

2.6. Teste de Significância para $B(I)$

As evidências empíricas indicam que, geralmente, G_t é não persistente e X_t é persistente [Easterly and Levine (2001)]. Assim sendo, as equações (3), (4), (5) e (6) relacionam uma série estacionária, $G_t \sim I(0)$, com uma série não-estacionária, $X_t \sim I(1)$. Numa regressão envolvendo regressores integrados de diferentes ordens, com ausência de autocorrelação serial¹¹, os estimadores de mínimos quadrados ainda

¹⁰ Por exemplo, se o PGD é o ADL faz-se $\theta = \bar{\hat{\theta}}$

¹¹ He, Maekawa e Macaleer (2003) argumentam que existindo autocorrelação serial, a consistência dos estimadores não se verifica.

são consistentes¹². Entretanto, a distribuição limite destes estimadores não se comporta de forma padrão [Phillips e Park (1989)]. Para gerar valores críticos robustos adota-se o procedimento de *bootstrap* descrito anteriormente, modificando apenas o item *iv*, que passa a ser,

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

3 - EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

3.1. Análise das Variáveis

Os modelos descritos anteriormente requerem como variáveis a taxa de crescimento econômico e a taxa de investimento, ou uma variável que influencie o investimento. Utilizando a taxa de investimento, o teste é válido para todas as classes de modelos endógenos e neoclássicos [Jones (1995)]. Visando alcançar resultados mais gerais optou-se, portanto, por utilizar uma *proxy* da taxa de investimento. As variáveis utilizadas neste trabalho são descritas a seguir¹³:

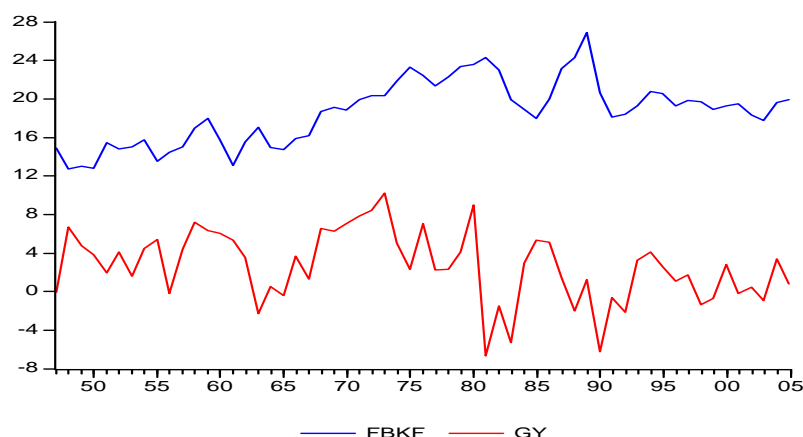
A variável *GY* representa a taxa de crescimento do produto *per capita* a preços constantes de 2005. A taxa é calculada pela diferença dos logaritmos neperianos do PIB *per capita* em relação ao período anterior ($GY = g(Y/L)_t = [\ln(Y_t/L_t) - \ln(Y_{t-1}/L_{t-1})] * 100$). Os dados disponíveis para tal variável englobam o período de 1947 a 2005.

A variável *FBKF* representa a relação entre a formação bruta de capital fixo e o PIB, ambos a preços de 2005. Utilizou-se esta série por esta ser a *proxy* mais apropriada para mensurar a taxa de investimento; ou seja, a relação entre investimento e PIB. O período de análise é o mesmo de *GY*. O comportamento temporal das séries é mostrado no GRÁFICO 1.

¹² Para a consistência dos estimadores seria requerido ainda que $FBKF_t$ fosse exógena. Um teste de causalidade, incluindo até quatro defasagens, mostrou que a taxa de crescimento não causa o investimento.

¹³ Ambas as séries estão disponíveis no site do IPEADATA.

GRÁFICO 1: Comportamento temporal de GY e FBKF (em %)



3.2. Testes de Raiz Unitária

A análise da estacionariedade das variáveis levou em conta dois testes, ambos baseados no critério de informação de Schwartz¹⁴: O teste *ADF*, com intercepto e tendência, e o teste *ERS*, que é realizado com o intuito de reforçar o poder do primeiro teste. Os resultados apresentados não levam em consideração o nível de significância da tendência¹⁵.

QUADRO 2: Testes de Raiz Unitária para GY e FBKF

	GY		FBKF	
	ADF	ERS	ADF	ERS
Estatística de Teste	-3,3141	-3,2256	-2,6321	-1,2628
Valores Críticos	1% -3,5461	1% -2,6047	1% -3,5461	1% -2,6047
	5% -2,9117	5% -1,9464	5% -2,9117	5% -1,9464
	10% -2,5936	10% -1,6132	10% -2,5936	10% -1,6132

Fonte: Elaboração dos autores

O QUADRO 2 revela que a série GY é estacionária a um nível de significância de 5%. Para o mesmo nível de significância, a série FBKF mostrou-se não estacionária; pois, não se rejeita a presença de raiz unitária em ambos os testes. Conclui-se, portanto, que a taxa de Formação Bruta de Capital Fixo é persistente.

¹⁴ O SIC é mais restritivo que o 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.

¹⁵ A tendência é estatisticamente insignificante ao nível de 5%, tanto para FBKF como para GY.

3.3. Seleção do Modelo Econométrico

Retornando às equações (17), (19) e (21) e levando em consideração as observações de Phillips e Park (1989) e de Davies (1977, 1987), as técnicas de simulação descritas na seção 2.5 são necessárias para obter valores críticos robustos.

O QUADRO 3 descreve as hipóteses nulas e alternativas, o valor crítico tabulado, F , o valor crítico simulado¹⁶, F^* , e o valor da estatística de teste, F_T . Todos calculados para um nível de significância de 5%

QUADRO 3: Equações Necessárias para Regra de Decisão

H_0 :	H_A :	F	F^*	F_T	(equação)
ADL	ADL-SB	4,12	16,00	24,323	(17')
ADL	TADL-SB	3,12	48,48	72,969	(19')
ADL-SB	TADL-SB	2,62	30,42**	35,448	(21')

Fonte: Elaboração dos autores

Nota-se no QUADRO 3 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 seja, não se deve rejeitar a hipótese de que o modelo *TADL-SB* se ajusta melhor aos dados. O modelo *TADL-SB* é, portanto, preferível aos demais para representar a realidade econômica brasileira e existe, conseqüentemente, uma relação não-linear entre o investimento e a taxa de crescimento econômico.

3.4. Evidências para o Modelo TADL-SB

Estimando (6) encontra-se que o valor de T_Q que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos está associado ao ano de 1980¹⁷. A mudança de patamar indicada pela quebra estimada pode ser decorrente da influência de um choque recessivo mundial, provocado pela combinação do segundo choque do petróleo em 1979 com a drástica elevação da taxa de juros norte-americana.

O parâmetro *threshold* sugerido pelo critério de minimização da variância foi $\hat{\lambda} = 5,358$. Este parâmetro divide a amostra em dois regimes. Um regime, cujas taxa de

¹⁶ Cujos protocolo foi descrito na seção 2.5.

¹⁷ Oliveira (2006) identificou essa mesma quebra para o logaritmo do PIB.

crescimento no período anterior foram menores ou iguais a 5,358% (regime 1); e um segundo regime, cujos GY_{t-1} foram maiores do que 5,358% (regime 2). O segundo regime absorveu 21% da amostra, enquanto o primeiro absorveu o restante. As estimativas para tal modelo são descritas no QUADRO 4.

QUADRO 4: Estimativa do Modelo TADL-SB

Variável	Regime 1		Regime 2	
	Coefficiente	Estatística t	Coefficiente	Estatística t
C	0,330	0,143	0,330	0,143
DUMMY	-5,361	-4,606	-5,361	-4,606
GY(-1)	0,186	1,254	-2,243	-1,868
GY(-2)	0,042	0,354	1,173	2,772
GY(-2)	-0,391	-3,384	0,671	1,958
GY(-3)	-0,154	-1,305	0,271	0,985
FBKF	0,292	2,055	0,544	1,398
D(FBKF)	-0,198	-0,791	1,872	3,080

Fonte: Elaboração dos autores

A quebra estrutural em 1980 mostrou-se significativa no modelo, com estatística t de 4,606. O valor negativo do coeficiente da *dummy* possivelmente reflete o choque recessivo dos acontecimentos históricos citados anteriormente.

Observa-se que a significância estatística dos coeficientes de curto prazo se altera entre os regimes. No regime inferior, com taxa de crescimento passada igual ou menor do que 5,358%, este coeficiente é estatisticamente insignificante. Já no regime superior, com $GY_{t-1} > 5,358\%$, o coeficiente é positivo e estatisticamente significativo, com estatística t de 3,080.

Estes resultados sugerem que o impacto de curto prazo da formação bruta de capital fixo, $D(FBKF)$, na taxa de crescimento econômico ocorre quando o Brasil experimenta uma alta taxa de crescimento no período imediatamente anterior. Quando a taxa de crescimento passada é relativamente baixa, inferior a 5,358%, o impacto da formação bruta de capital fixo não exerce influência alguma no crescimento econômico de curto prazo.

Os resultados mais interessantes são os relacionados aos possíveis impactos de $FBKF$ no crescimento econômico de longo prazo. Os coeficientes do impacto de longo prazo da $FBKF$ são positivos em ambos os regimes, 0,544 no regime 1 e 0,292 no

regime 2. Entretanto, suas significâncias estatísticas também se alteram entre os regimes. No regime inferior o coeficiente de longo prazo de *FBKF* é estatisticamente significativo, com estatística *t* de 2,055, enquanto no regime superior este mesmo coeficiente torna-se estatisticamente insignificante, com estatística *t* de 1,401.¹⁸

Ou seja, verificam-se impactos distintos do investimento na taxa de crescimento econômico. Para um patamar relativamente baixo de crescimento a formação bruta de capital fixo gera um efeito permanente na taxa de crescimento, enquanto que para um patamar relativamente alto esse efeito é apenas transitório.¹⁹

3.5. Teste de Significância para $B(1)$ no Modelo TADL-SB

Sendo o *TADL-SB* o modelo que melhor se adapta aos dados, falta verificar se o efeito da formação bruta de capital fixo na taxa de crescimento econômico é significativo. Devido ao comportamento fora de padrões conhecidos da distribuição do estimador de $B(1)$, novamente necessita-se simular valores críticos para realizar o teste.

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 no quadro abaixo.

QUADRO 5: Valores Críticos Simulados para estatística de $B(1)$

<i>Hipótese Nula</i>	$B(1)_1 \leq 0$	&	$B(1)_2 \leq 0$
<i>Regime</i>	<i>Regime 1</i>		<i>Regime 2</i>
<i>Estatística de Teste $B(1)$</i>	2,055		1,398
	10%:	1,39	2,37
<i>Valores Críticos</i>	5%:	1,95	3,20
	1%:	3,15	5,03

Fonte: Elaboração dos autores

O QUADRO 5 é composto 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 2,055 > 1,95. Já

¹⁸ O teste de White para presença de heterocedasticidade fornece um valor de 0,573 com valor tabulado de $\chi^2_{12} = 5,226$. Portanto, não se rejeita a hipótese nula de homocedasticidade. A heterocedasticidade pode ser geral ou entre regimes. Neste trabalho considerou-se apenas o primeiro tipo. O coeficiente de autocorrelação serial para o modelo *TADL-SB* foi de 0,002 e estatística de Durbin-Watson de 1,996.

¹⁹ Neste caso, devido ao efeito *threshold*, o teste de Jones (1995) parece inconclusivo, pois existe espaço tanto para a predição do modelo endógeno quanto para a do modelo neoclássico.

para o regime 2, não se deve rejeitar a hipótese nula de que $B(I)_2 \leq 0$. A simulação de valores críticos assegura, portanto, a validade destes resultados.

4 - POLÍTICAS PÚBLICAS

A análise utilizando dados da economia brasileira sugere, então, que o efeito de longo prazo do investimento na taxa de crescimento econômico no regime 1 é de aproximadamente 0,292. Ou seja, ao aumentar a taxa de investimento, por exemplo, de 19,92 para 20,92 o crescimento de longo prazo do PIB *per capita* deveria mudar de 0,83% para aproximadamente 0,855%.

No curto prazo, o coeficiente de $D(FBKF)$ é 1,872 para o regime 2. Ou seja, um aumento de 1% na taxa de formação bruta de capital fixo deveria aumentar temporariamente a taxa de crescimento econômico em 1,872%. Observa-se que os efeitos de curto e longo prazo, dados os regimes, ocorrerão até que a estrutura dinâmica da economia possibilite uma mobilidade do parâmetro *threshold*.

Supondo que a estrutura dinâmica da economia não se modifique num curto espaço de tempo; então, o parâmetro *threshold* passa a ser uma ferramenta de *benchmark* de grande valia para a formulação de políticas públicas. Algumas ilustrações do uso deste parâmetro são discutidas a seguir.²⁰

A taxa média de crescimento do PIB *per capita* dos países do leste asiático e do Pacífico foi de 5,3% entre 1965 e 1990, e de 5,7% entre 1990 e 2000. Portanto, a taxa de crescimento de longo prazo desses países é cerca de 5,5%, valor bem próximo do *threshold*. Segundo os resultados obtidos, seria possível para o Brasil atingir as taxas de crescimento destes países através da formação bruta de capital fixo. Após alcançar tal taxa, qualquer política que insista no aumento da taxa de formação bruta de capital fixo terá apenas impactos transitórios no crescimento econômico.

Uma segunda ilustração é baseada no último relatório do Banco Mundial, o qual constata que o PIB dos países de renda média baixa²¹ cresceu aproximadamente 6,9%

²⁰ Os dados brasileiros foram obtidos no site do IPEADATA, enquanto que os internacionais foram retirados do último relatório do Banco Mundial: 2006| World Development Indicators, Table 4.1

²¹ O Brasil faz parte desse conjunto de países. Ver: <http://siteresources.worldbank.org/DATASTATISTICS/Resources/CLASS.XLS>

em 2005. No mesmo período, o PIB *per capita* brasileiro cresceu apenas 0,83%; ou seja, o país encontra-se no regime inferior do modelo *TADL-SB*.

Para encontrar uma taxa de crescimento do PIB, \hat{Y} , equivalente à taxa indicada pelo parâmetro *threshold*, $\hat{\lambda}$, basta somar a taxa de crescimento populacional, \hat{L} , a este segundo parâmetro, ou seja, $\hat{Y} = \hat{\lambda} + \hat{L}$. Então, a taxa de crescimento do PIB correspondente ao *threshold*, assumindo que a população cresce a uma taxa constante de 1,4%, seria de $\hat{Y} = 6,758\%$.

Como a taxa de crescimento do PIB relacionada ao parâmetro *threshold*, 6,758%, é muito próxima da taxa de crescimento do PIB dos países de renda média baixa (6,9%); pode-se afirmar que o Brasil, através da formação bruta de capital fixo, conseguiria no máximo alcançar a taxa de crescimento do PIB destes países. Após este patamar, os retornos do capital passariam a declinar e uma variação positiva na taxa de formação bruta do capital fixo geraria apenas efeitos de curto prazo.

Um terceiro exercício seria o de calcular o esforço necessário para que tal *catch-up* ocorra. Em 2005, a taxa de crescimento do PIB *per capita* foi de 0,83%, enquanto a taxa de formação bruta de capital fixo foi de 19,92%. Para calcular o esforço necessário para concluir o *catch-up*, a taxa de formação bruta de capital fixo é dada por

$$FBKF_{2007} = \frac{(\hat{\lambda} - GY_{2005})}{B(1)} + FBKF_{2005}; \text{ ou seja, a taxa de formação bruta de capital fixo}$$

deveria saltar de 19,92% para aproximadamente 35,42%, um aumento de aproximadamente 77%.

Um outro exercício pertinente aos dias atuais versa sobre as metas do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC). Tal programa objetiva investir R\$ 500 bilhões nos próximos quatro anos, através de parcerias entre o setor público e o setor privado.

A intenção do governo é direcionar grande parte destes recursos para as áreas de transporte, energia, saneamento, habitação e recursos hídricos. Como a proposta do governo é a de priorizar estas áreas, grande parte dos recursos vai ser investida em capital fixo, justamente a variável de controle utilizada neste trabalho.

Considerando que o crescimento econômico dos últimos anos coloca-se na faixa do regime inferior do modelo, seria sensato canalizar esforços no intuito de alocar esse investimento até que a taxa de crescimento econômico se equipare ao parâmetro *threshold*.

Não existem dados para 2006; entretanto, o IPEA faz algumas projeções para o ano de 2007. Uma delas é a de que o PIB será de aproximadamente 2,219 trilhões de reais. Decorre, portanto, que a formação bruta de capital fixo requerida em 2007 para se alcançar a taxa de 35,42% seria de aproximadamente 0,786 trilhões. Esta é a cifra necessária para que a taxa de crescimento do PIB brasileiro se equipare à taxa de crescimento dos países de renda média baixa.

A proposta do governo é a de que o montante de 0,5 trilhões seja investido nos próximos 4 anos. Contudo, para que ocorra equiparação de crescimento com os países de renda média baixa, ainda em 2007, seria necessário um aporte adicional de 286 bilhões de reais.

5 – CONCLUSÕES

A partir de um modelo de séries temporais, que incorpora efeitos *threshold* e quebra estrutural, 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 de crescimento passado. Se esse patamar for relativamente alto, os impactos das políticas de crescimento, baseadas no aumento do investimento, só terão efeitos temporários na taxa de crescimento econômico. Entretanto, se o patamar é relativamente baixo, tais efeitos são permanentes. Como, em termos de políticas públicas, os efeitos de longo prazo são preferíveis aos de curto prazo, constata-se que esse patamar relativo de crescimento passa a balizar as políticas de crescimento de longo prazo orientadas para a acumulação de capital.

Mais especificamente, no Brasil a taxa de formação bruta de capital fixo gera crescimento econômico de longo prazo quando a economia está operando abaixo da taxa de 5,358%. Entretanto, se a economia estiver operando acima deste limite tal efeito deixa de ser permanente e passa a ser temporário.

Os resultados do modelo evidenciam ainda que, teoricamente, a produtividade marginal do capital se modifica de acordo com uma taxa de crescimento indicada pelo

parâmetro *threshold*. Esta modificação possivelmente pode ser explicada pela mudança do coeficiente de elasticidade de substituição entre capital e trabalho, sendo esta uma proposta de novas investigações.

Em termos de políticas públicas, constata-se que por mais que se amplie a taxa de formação bruta de capital fixo o Brasil alcançaria, no máximo, o crescimento das economias de renda média baixa, ou o crescimento dos países do leste asiático e do Pacífico.

O trabalho sugere ainda que o montante de recursos necessário para atingir tais objetivos seria da ordem de 786 bilhões de reais; ou seja, o governo deveria investir os recursos projetados no PAC para os 4 próximos anos de uma só vez (R\$ 500 bilhões em 2007) e ainda seria necessário um aporte adicional de 286 bilhões de reais.

6 – REFERÊNCIAS

AGHION, P. and HOWITT, P. "A Model of Growth through Creative Destruction," *Econometrica*, Econometric Society, v. 60, n. 2, p. 323-51, mar. 1992.

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.

DAVIES, R. B. "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative", *Biometrika*, v. 74, n. 1, p. 33-43, mar. 1987.

EASTERLY, W. and 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.

ENDERS, W. "Applied econometric time series" International Edition Wiley Series in Probability and Statistics. 2nd Edition. August 2003.

GROSSMAN, G. M. and HELPMAN, E. "Quality Ladders in the Theory of Growth" *The Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, v. 58, n. 1, p. 43-61, jan. 1991.

GREENE, W. "Econometric Analysis". 5th Edition, 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.

HANSEN, B. E. "Inference in TAR Models," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Berkeley Electronic Press, v. 2, n. 1, p. 1-14, 1997.

HE, Z., MAEKAWA, K. and 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, april. 1999.

KOCHERLAKOTA, N. R. and 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.

OLIVEIRA, J. L. “*Estimando o Impacto do Estoque de Capital Público sobre o PIB per Capita na Presença de Mudança Estrutural*”. Dissertação de Mestrado. CAEN / UFC, 2006.

PHILLIPS, P. C. B. e PARK, J. Y. “*Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 2*” *Econometric Theory*, v. 5, n. 1, p. 95-131, apr. 1989.

ROMER, D. “*Advanced Macroeconomics*” 2nd ed. McGraw-Hill, 2001

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, iss. 1, art. 3, Berkley Eletronic Press, 2006.

SCHWERT, G. W. (1989), “Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation”. *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, v. 7, n. 2, p. 147-59, April. 1989.