UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - ÁREA: ECONOMIA
APLICADA

CAIO MARCOS MORTATTI

Fatores condicionantes do crescimento econômico no Brasil: Um estudo empírico

ORIENTADOR: Prof. Dr. Eliezer Martins Diniz

RIBEIRÃO PRETO

2011

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Sigismundo Bialoskorski Neto
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Walter Belluzzo Júnior
Chefe do Departamento de Economia

CAIO MARCOS MORTATTI

Fatores condicionantes do crescimento econômico no Brasil: Um estudo empírico

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

ORIENTADOR: Prof. Dr. Eliezer Martins Diniz

RIBEIRÃO PRETO

2011

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

FICHA CATALOGRÁFICA

Mortatti, Caio Marcos.

Fatores condicionantes do crescimento econômico no Brasil: Um estudo empírico. Ribeirão Preto, 2011.

74 p. : il. ; 30cm

Dissertação de mestrado apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Diniz, Eliezer Martins.

1. Brasil 2. Crescimento Econômico 3. VAR Estrutural

FOLHA DE APROVAÇÃO

Caio Marcos Mortatti

Fatores condicionantes do crescimento econômico no Brasil: Um estudo empírico.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

Aprovada em: _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

“Dedico esta dissertação de mestrado
aos meus pais, Vera e Jefferson, que
sempre me apoiaram em todas as
etapas da minha vida.”

AGRADECIMENTOS

À minha família, meus pais, Jefferson Mortatti e Vera Lúcia S. Mortatti, meu irmão, Bruno Cesar Mortatti, por todo carinho, compreensão e apoio concedido durante toda minha vida, principalmente pela confiança que sempre me transmitiram.

Ao Prof. Dr. Eliezer Martins Diniz pela excelente orientação, apoio e confiança que depositou em meu trabalho durante todo o seu desenvolvimento, pela oportunidade de poder trabalhar com crescimento econômico, pelos ensinamentos e conselhos tanto dentro como fora de sala de aula e acima de tudo pela grande amizade.

Agradeço também ao Prof. Dr. Alex Luiz Ferreira pela disposição, idéias lúcidas, objetividade de suas sugestões e por se disponibilizar para fazer parte da banca do exame de qualificação deste trabalho. Sua presença esteve marcada na minha passagem pela FEA-RP, desde o ingresso, como coordenador do curso de pós-graduação, até o encerramento desse ciclo.

Ao Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior pela orientação e apoio, principalmente pelo ensino do ferramental econométrico utilizado nesse trabalho. Creio que muitas das minhas escolhas traçadas no mestrado foram reflexos de sua seriedade e dedicação à pesquisa e agradeço por torná-las mais claras.

Aos demais professores do programa de pós-graduação em economia que de uma maneira ou de outra contribuíram para a minha formação: Prof. Dr. Angelo Costa Gurgel, Prof. Dr. Fábio Barbieri, Prof. Dr. Luiz Guilherme Scorzafave, Profa. Dra. Maria Aparecida Bená, Profa. Dra. Maria Dolores Montoya Diaz, Prof. Dr. Milton Barossi Filho, Profa. Dra. Roseli da Silva, Prof. Dr. Sérgio Naruhiko Sakurai e ao Prof. Dr. Walter Belluzzo Júnior.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela concessão de bolsa de mestrado durante doze meses e a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) pela concessão de bolsa de mestrado, durante os doze meses adicionais.

À todos os meus colegas de mestrado, companheiros insubstituíveis durante essa jornada, em especial ao Leandro Meyer, amigo de longa data desde a graduação, e Franklin França pela convivência. Agradeço também ao João Paulo M. T. Baroni pela amizade e horas de estudo compartilhadas, tenho certeza de que toda a dedicação e esforço valeu a pena e que o futuro nos reserva grandes realizações.

Por fim, a todos os meus amigos, por todo o apoio e companheirismo, em todos os momentos.

RESUMO

MORTATTI, C. M. Fatores condicionantes do crescimento econômico no Brasil: Um estudo empírico. 2011. 74f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2011.

O objetivo deste trabalho é analisar empiricamente os principais fatores condicionantes do crescimento econômico brasileiro, no período de 1970 a 2010, a partir de um modelo de auto-regressão vetorial estrutural seguindo especificação neoclássica da teoria macroeconômica de crescimento. Para isso, o estudo inicia-se com o enfoque teórico dos modelos de crescimento econômico e prossegue com a análise empírica do caso brasileiro utilizando o ferramental de séries temporais. Os principais resultados empíricos obtidos sugerem que: (i) a formação bruta de capital fixo, o capital humano e o grau de abertura da economia são instrumentos importantes de formulação de políticas de crescimento econômico; (ii) há um efeito da “curva J” na dinâmica da taxa de câmbio; e (iii) há diferenças nas elasticidades de curto e longo prazo, promovendo diferentes abordagens para políticas de planejamento econômico entre as variáveis.

Palavras-chave: 1. Crescimento Econômico 2. Brasil 3. VAR Estrutural.

ABSTRACT

MORTATTI, C. M. **Conditioning Factors of Economic Growth in Brazil: An Empirical Study.** 2011. 74f. Dissertation (Master degree) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2011.

This research aims to empirically analyze the main conditioning factors of the Brazilian economic growth for the period 1970-2010 using a structural vector autoregression model following a neoclassical specification for the macroeconomic theory of economic growth. In order to do it, the analysis starts with the theoretic approach of the economic growth models and part to the empirical approach to the Brazilian case, using time series analysis. The mean partial empirical results suggest that: (i) gross fixed capital formation, followed by human capital and trade openness are important instruments of economic growth policy; (ii) there is an “J curve” effect on the dynamics of the exchange rate; and (iii) there are differences in the short and long-run elasticities, promoting different approaches to economic planning policies between the variables.

Keywords: 1. Economic Growth 2. Brazil 3. Structural VAR.

LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1 - Gráfico de Solow-Swan.	18
Figura 2 - Representação alternativa do Gráfico de Solow-Swan.	19
Figura 3 - Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> e Taxa de Câmbio Real.	44
Figura 4 - Formação Bruta de Capital Fixo e Investimento Estrangeiro Direto.	44
Figura 5 - Progresso Tecnológico, Grau de Abertura da Economia e Capital Humano.	45
Figura 6 - Raízes da matriz companheira.	50
Figura 7 - Evolução das funções de resposta ao impulso em cada variável sobre a taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	52
Figura 8 - Elasticidades impulso-reflexiva acumuladas.	55
Figura 9 - Evolução das funções de resposta ao impulso acumulados em cada variável sobre taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	56

LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1 - Resultados dos testes de raiz unitária.	47
Tabela 2 - Número de defasagens a serem incluídas no modelo.	48
Tabela 3 - Testes de especificação de análise dos resíduos.	48
Tabela 4 - Resultados do teste do traço de cointegração.	49
Tabela 5 - Valores das raízes da matriz companheira.	49
Tabela 6 - Estimativa da matriz de coeficientes de relações contemporâneas.	50
Tabela 7 - Análise da decomposição da variância do erro de previsão (PIB).	51
Tabela 8 - Análise da decomposição da variância do erro de previsão (EDU).	67
Tabela 9 - Análise da decomposição da variância do erro de previsão (INOV).	67
Tabela 10 - Análise da decomposição da variância do erro de previsão (IED).	68
Tabela 11 - Análise da decomposição da variância do erro de previsão (TX).	68
Tabela 12 - Análise da decomposição da variância do erro de previsão (GA).	69
Tabela 13 - Análise da decomposição da variância do erro de previsão (FBKF).	69
Tabela 14 - Função de resposta ao impulso (EDU).	70
Tabela 15 - Função de resposta ao impulso (INOV).	70
Tabela 16 - Função de resposta ao impulso (IED).	71
Tabela 17 - Função de resposta ao impulso (TX).	71
Tabela 18 - Função de resposta ao impulso (GA).	72
Tabela 19 - Função de resposta ao impulso (FBKF).	72
Tabela 20 - Elasticidades impulso-reflexiva acumuladas.	73
Tabela 21 - Descrição das séries utilizadas	74

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	8
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	10
LISTA DE TABELAS	11
1 INTRODUÇÃO	13
2 MODELOS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO	17
2.1 Aspectos teóricos	17
2.2 Evidências empíricas	22
3 MODELO DE AUTO-REGRESSÃO VETORIAL	27
3.1 Especificação e estimação	27
3.2 Testes de raiz unitária	34
3.3 Teste de Cointegração	38
3.4 Metodologia VAR Estrutural	39
4 MATERIAL E MÉTODOS	43
4.1 Banco de dados e descrição das variáveis	43
4.2 Modelo Proposto	45
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	47
6 CONCLUSÕES	57
REFERÊNCIAS	59
ANEXO	67

1 INTRODUÇÃO

O Brasil, ao longo de sua história, experimentou diferentes tipos de inflexão no seu relacionamento com o resto do mundo. Desde o período colonial até 1930, o Brasil centrou sua atividade econômica na produção de bens primários para exportação. Durante esse período, houve três grandes ciclos, o da cana-de-açúcar, do ouro e do café, que, ao lado de outros sistemas produtivos de menor expressão, buscaram, no fundamental, suprir o mercado externo.

Ao longo das décadas seguintes iniciou-se um novo modelo de desenvolvimento industrial, encerrando a hegemonia do setor cafeeiro e de seus programas de intervenção, com participação destacada do processo de substituição de importações.

A partir da década de 1970, observou-se um aumento do endividamento externo da economia brasileira e do montante pago referente a seus serviços, devido principalmente à disponibilidade de recursos externos para os países em desenvolvimento, em especial para os países da América Latina, consequente da maior liquidez internacional (eurodólares e, posteriormente, petrodólares).

As políticas econômicas adotadas ao longo dessa década deram ao Brasil as mais altas taxas de crescimento de sua história. O “milagre brasileiro” (1968-73) atingia seu ápice, o que parecia indicar que o país seguiria com um crescimento econômico sustentado.

A integração econômica do Brasil com o resto do mundo foi interrompida logo em seguida com a chamada “década perdida”, que causou impactos negativos na maioria dos países da América Latina. O país mostrou, apesar de sua incipiente abertura, sua extrema vulnerabilidade. Segundo [Franco \(1999\)](#), para uma economia especializada na exportação de poucos produtos primários, com termos de troca sujeitos a uma grande volatilidade, o grau de abertura podia efetivamente ser confundido com vulnerabilidade externa.

Em seguida, na década de 1990, uma sucessão de planos econômicos foram implantados sem sucesso. Medidas severas, como aumento das taxas de juros, congelamento de preços e confisco bancário não foram suficientes para eliminar a inflação, que tinha aspectos inerciais. Somente a partir de 1994 com a caracterização do Plano Real, cujo mérito principal foi acabar com as altas taxas de inflação, houve a retomada da entrada de investimento estrangeiro direto (IED), devido, em sua maioria, ao processo de privatização e à estabilização econômica.

Após o ano de 1999, houve a troca do regime de câmbio fixo para o regime de câmbio flutuante, a adoção de metas de inflação e de superávits fiscais primários, o que resultou em uma taxa de juros real menor que a do período anterior. O câmbio se desvalorizou substancialmente

e se tornou mais volátil. Isso, acrescido do aumento da demanda e dos preços internacionais das *commodities*, proporcionando superávits comerciais frequentes.

Fazendo uma análise do comportamento do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* brasileiro, em perspectiva histórica recente, nota-se um grande crescimento durante a década de 1970, saindo do patamar de R\$ 8.078 para R\$ 14.521, em 1980, representando no período um aumento de 79,75% em volume. Nas décadas seguintes, devido aos fatos destacados anteriormente, o crescimento do PIB *per capita* não sustenta suas taxas de crescimento, principalmente no começo da década de 1980 e 1990, mantendo-se relativamente estável, dentro da faixa de 13-15 mil reais anuais, voltando a apresentar crescimento positivo na última década.

Em suma, observa-se que a compreensão exata dos condicionantes do crescimento econômico brasileiro em uma trajetória histórica é de extrema importância não só para um melhor embasamento teórico, mas como para a definição de programas de planejamento econômico de longo prazo.

O campo de pesquisa macroeconômica experimentou avanços importantes nas últimas décadas que fizeram com que os modelos novo-keynesianos e novo-clássicos se aproximassem, dando início à nova síntese neoclássica. Tal aproximação trouxe uma combinação dos desenvolvimentos dos modelos dinâmicos de equilíbrio geral novo-keynesiano com os modelos dinâmicos de ciclos econômicos reais.

Os modelos utilizados pela nova síntese neoclássica são referidos por modelos dinâmicos de equilíbrio geral estocástico (*dynamic stochastic general equilibrium*, DSGE). Tais modelos têm como objetivo principal explicar fenômenos econômicos agregados, baseando-se em uma estrutura micro-fundamentada, caracterizada pela derivação de uma relação obtida pela otimização do comportamento dos agentes (firmas e famílias) sujeitos às restrições orçamentárias e tecnológicas, expectativas racionais e especificações de imperfeições de mercado, sendo tipicamente estimados por métodos econométricos bayesianos.

Segundo Tovar (2008), por basear-se num grande número de variáveis e modelos econométricos para a tomada de decisões, os modelos DSGE são ferramentas importantes para os *policy makers*, sendo muitas vezes adotados como modelos principais por um banco central.

Por um lado, enquanto o desenvolvimento dos modelos DSGE progredia e se tornavam cada vez mais populares dentre as principais instituições econômicas mundiais, houve uma preocupação crescente em incorporar a tais modelos características realistas que descrevessem da melhor forma os dados. Por outro lado, entretanto, tornou-se cada vez mais difícil saber

como calibrar os complexos parâmetros estruturais dos modelos DSGE que passaram a surgir com suas aplicações (BELTRAN; DRAPER, 2008).

Devido às características e à capacidade de explicar os fenômenos econômicos agregados, os modelos DSGE situam-se dentro da fronteira dos modelos com um elevado grau de coerência teórica. Do outro lado, com um elevado grau de coerência empírica situam-se os modelos de Auto-regressão Vetorial (VAR)¹.

Desde a publicação da crítica de Sims (1980), no início da década de 1980, a análise multivariada, no contexto dos modelos de vetores autorregressivos, tem evoluído como instrumento padrão em econometria. Nos modelos VAR, todas as variáveis devem ser tratadas de forma simultânea e simétrica, incluindo para cada variável uma equação explicando sua evolução baseada nos seus valores defasados e nos valores defasados das demais variáveis do sistema.

Ao mesmo tempo em que Sims comprometia o paradigma dos modelos de múltiplas equações estruturais estabelecidas pela *Cowles Foundation* nos décadas de 1940 e 1950, Granger (1981) e, posteriormente, Engle e Granger (1987) estabeleciam uma poderosa ferramenta de modelagem e de teste das relações econômicas, denominando o conceito de cointegração.

Atualmente, esses ramos de investigação estão unidos sob a forma dos modelos de vetores de correção de erros (VECM) e dos modelos estruturais autorregressivos (SVAR).

Nesse sentido, o presente estudo tem como objetivo principal realizar uma investigação empírica enfocando os principais determinantes do crescimento econômico no Brasil, entre os anos de 1970 até 2010, utilizando-se da modelagem de auto-regressão vetorial e dos principais desenvolvimentos contemporâneos dentro da metodologia de séries temporais.

A hipótese que orientou a realização deste estudo é a de que existem vários aspectos condicionantes do crescimento econômico brasileiro nas últimas décadas, dentre os quais podemos citar a formação bruta de capital fixo, a abertura comercial, o regime cambial, investimentos estrangeiros, o progresso tecnológico e investimentos em capital humano.

Como objetivos específicos pretende-se: (i) Aplicar testes mais recentes de raiz unitária e cointegração apontados pela literatura; e (ii) Gerar informação (elasticidades) para prover dados para utilização em modelos mais sofisticados no futuro.

Dessa forma, o trabalho encontra-se dividido na seguinte ordem: no capítulo dois realiza-se uma revisão teórica a cerca dos principais modelos de crescimento econômico, ressaltando suas principais constatações empíricas. No terceiro capítulo especifica-se o modelo

¹Segundo Pagan (2003) tal fronteira tem se expandido e a possibilidade de se aliar a essas características tem aumentado, principalmente, pelo desenvolvimento de modelos do tipo híbrido.

da análise, ressaltando suas propriedades e aspectos de estimação, além disso é configurado os testes de raiz unitária, cointegração e abordagem estrutural. No quarto capítulo apresenta-se o banco de dados e a proposição do modelo econométrico do estudo. Os resultados empíricos e discussão são apresentados no capítulo cinco, seguido das considerações finais no capítulo seis.

2 MODELOS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO

Os aspectos teóricos dos principais modelos de crescimento econômico, sua evolução histórica, bem como os resultados de suas aplicações empíricas serão resgatados nesse capítulo. Uma ênfase maior é dado para o modelo de Solow (1956) e sua explicação numa perspectiva de equilíbrio geral dos fatos estilizados da teoria de crescimento.

2.1 Aspectos teóricos

A teoria do crescimento econômico tem sido alvo de pesquisas recentes, dado constituir-se em aspecto de interesse não apenas na área acadêmica, mas também dos formuladores de política econômica e de pesquisadores de outras áreas.

O estudo do crescimento econômico tal como conhecemos iniciou-se na década de 1950, com a publicação do modelo de Solow (1956). Tal modelo é construído, basicamente, em torno de duas expressões fundamentais: (1) função de produção; e (2) dinâmica da acumulação de capital. Solow faz sua análise em um contexto simplificado, levando em conta uma economia fechada sem governo.

Considerando uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, o produto da economia pode ser escrito como uma função dos fatores de produção capital físico K , trabalho L e conhecimento (tecnologia) A . Assim, temos:

$$Y = F(K, AL) = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (1)$$

onde o parâmetro α varia entre 0 e 1, o progresso tecnológico é Harrod-neutro, a variável AL é chamada de trabalho efetivo e supõe-se que ambos trabalho e tecnologia crescem às taxas exógenas constantes n e g , respectivamente.

A dinâmica da acumulação de capital é obtida a partir da igualdade entre poupança e investimento bruto e consiste na seguinte expressão:

$$\dot{K} = sY - \delta K \quad (2)$$

onde $\dot{K}$ representa a variação no estoque de capital (investimento líquido), o termo sY representa o investimento bruto (sendo que s é uma fração constante da renda que trabalhadores poupam) e o termo δK representa a depreciação do estoque de capital utilizado no processo produtivo

(sendo δ a taxa de depreciação do estoque de capital).

Considerando que $\tilde{k} = K/AL$, aplicando o logaritmo e derivando com relação ao tempo temos que $\dot{\tilde{k}}/\tilde{k} = (\dot{K}/K) - g - n$. Dividindo (2) pelo capital físico K e substituindo na expressão anterior, temos a equação de acumulação de capital por trabalhador efetivo:

$$\dot{\tilde{k}} = s\tilde{y} - (n + \delta + g)\tilde{k} \quad (3)$$

O conceito de equilíbrio nos modelos de crescimento econômico é o de estado estacionário (*steady-state*), onde todas as variáveis no longo prazo crescem a uma taxa constante não necessariamente igual. Considerando a expressão (3), o equilíbrio ocorre quando $\dot{\tilde{k}} = 0$. Logo

$$s\tilde{y} = (n + \delta + g)\tilde{k} \quad (4)$$

Tomando a função Cobb-Douglas em termos intensivos, temos que $\tilde{y} = \tilde{k}^\alpha$. Logo

$$\tilde{k}^* = \left(\frac{s}{n + \delta + g} \right)^{1/(1-\alpha)} \quad (5)$$

e, adicionalmente

$$\tilde{y}^* = \left(\frac{s}{n + \delta + g} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \quad (6)$$

A figura a seguir representa o equilíbrio no modelo de Solow-Swan, é possível verificar pela dinâmica do capital a estabilidade do equilíbrio.

Figura 1: Gráfico de Solow-Swan.

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Jones (2000).

Uma representação alternativa do modelo, onde pode ser visto claramente o compor-

tamento do consumo, pode ser obtida reescrevendo a expressão (3) de modo que:

$$\dot{\tilde{k}} = \tilde{y} - c - (n + \delta + g)\tilde{k} \quad (7)$$

$$c = (1 - s)\tilde{y} \quad (8)$$

No estado estacionário, $\dot{\tilde{k}} = 0$, desse modo

$$c^* = f(\tilde{k}^*) - (n + \delta + g)\tilde{k}^* \quad (9)$$

A representação gráfica da equação (9) é a maneira mais fácil de identificar o estoque de capital por trabalhador da regra de ouro ($\tilde{k}_{GR}$) e o seu consumo máximo associado (c_{GR}) (Figura 2).

Figura 2: Representação alternativa do Gráfico de Solow-Swan.

Fonte: Elaborado pelo autor com base em [Diniz \(2006\)](#).

Mudanças nos valores dos parâmetros do modelo produzem um choque na economia, deslocando o estado estacionário e, conseqüentemente, reiniciando o processo de ajustamento da economia ao novo estado estacionário. Dentre estas mudanças, pode-se citar p. ex., o aumento da taxa de investimento e o aumento da taxa de crescimento populacional.

De acordo com [Jones \(2000\)](#), as previsões gerais do modelo de Solow parecem ser confirmadas por dados empíricos. Isto significa que se sustentam as constatações retiradas do modelo de que taxa de investimento, taxa de crescimento populacional e taxa de progresso tecnológico determinam o nível de renda por trabalhador. Também se constata que a taxa de crescimento da economia é influenciada pela taxa de progresso tecnológico. De acordo com [Jones e Romer \(2009\)](#), o mérito do modelo de Solow foi o de conseguir explicar em uma estru-

tura de equilíbrio geral todo o conjunto de fatos empíricos constatados por Nicholas Kaldor no início da década de 1960.

O modelo de Solow ajudou a esclarecer o papel da acumulação de capital físico e destacou a importância do progresso técnico como “motor” fundamental do crescimento econômico sustentado (JONES, 2000), embora sem discutir os determinantes desse progresso técnico.

Sob uma perspectiva histórica, é possível argumentar que, ao longo das décadas de 1950 e 1960, a teoria do crescimento esteve associada primordialmente às especificações e modelos desenvolvidos em Solow (1956), Swan (1956), Koopmans (1963) e Cass (1965).

Tais modelos, amplamente estudados pelos economistas neoclássicos, predominaram durante muitos anos como a principal corrente teórica, sendo denominados de modelos de crescimento exógeno. Nestes, a tecnologia não é considerada um fator explicativo interno ao modelo, para os autores, o trabalho e o capital eram os fatores de maior influência ao crescimento econômico dos países. Segundo esta teoria, o crescimento de longo prazo só pode ser atingido através do progresso tecnológico, considerado como exógeno, focando-se o modelo na acumulação de capital. Em outras palavras, os fatores tecnologia e capital humano são tidos como exógenos (ou seja, determinados fora do modelo).

Durante as décadas de 1960 e 1970, o estudo do crescimento econômico tornou-se tema de diversos trabalhos, porém devido à metodologia limitada, aspectos importantes da análise foram adiados. No início da década de 1980, os trabalhos de Romer (1986), Romer (1990), Lucas (1988), e posteriormente, Rebelo (1991), Aghion e Howitt (1992), Mankiw et al. (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992), reacenderam o interesse pela teoria do crescimento econômico ao incluir em suas análises a economia das idéias e o capital humano. Essas são as duas principais linhas de pesquisa atualmente.

A principal contribuição dos modelos da nova teoria do crescimento econômico, ou de crescimento endógeno, ligada à economia das idéias, está no fato de que eles procuraram construir um modelo de crescimento no qual a tecnologia não fosse tratada como exógena, isto é, um modelo no qual são incluídos os determinantes do progresso tecnológico. Dentro dessa teoria, a tecnologia é tratada como a maneira pela qual os insumos são transformados em produto no processo produtivo, e sua melhoria se dá por meio da incorporação de novas idéias (p. ex. mudanças nos processos produtivos). Uma característica distintiva das idéias é que elas são bens públicos.

O modelo de Romer (1990) foi um dos primeiros modelos da nova teoria do cresci-

mento a tratar o progresso tecnológico como variável endógena, ao introduzir a busca por novas idéias por pesquisadores interessados em lucrar a partir de suas invenções. Em suma, tal modelo busca explicar, basicamente, porque e como os países avançados exibem um crescimento econômico sustentado em um contexto em que existe um número crescente de variedades de produtos no setor de bens intermediários que serve permanentemente como insumo para a produção de bens finais.

Mankiw et al. (1992) foram os pioneiros em introduzir o capital humano nos modelos de crescimento econômico, do ponto de vista das estimações empíricas. A hipótese básica dos autores é que o modelo de Solow expandido, com a inclusão do capital humano, explica melhor as diferenças internacionais de renda *per capita* entre os países. Para isso, consideram, à semelhança de Solow (1956), a seguinte função de produção:

$$Y = F(K, AL, H) = K^\alpha H^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta} \quad (10)$$

onde o termo H representa o estoque de capital humano.

Dividindo ambos os lados da função de produção (10) pela quantidade efetiva de trabalho, AL , chega-se a

$$\tilde{y} = \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^\beta \quad (11)$$

em que $\tilde{y} = Y/AL$, $\tilde{k} = K/AL$ e $\tilde{h} = H/AL$ são as quantidades por unidades efetivas de trabalho.

Com as mesmas suposições do modelo de Solow (1956), mas utilizando a função de produção dada pela equação (10), e utilizando s_k e s_h para denominar a fração da renda investida em capital físico e humano, respectivamente, as evoluções da acumulação dos capitais físico e humano são determinadas por

$$\dot{\tilde{k}} = s_k \tilde{y} - (n + \delta + g) \tilde{k} \quad (12)$$

$$\dot{\tilde{h}} = s_h \tilde{y} - (n + \delta + g) \tilde{h} \quad (13)$$

em que n é a taxa de crescimento populacional, g a taxa de progresso tecnológico e δ a taxa de depreciação do capital. No estado estacionário, as equações (12) e (13) se igualam a zero, formando um sistema de duas equações e duas variáveis endógenas: as quantidades de capital

humano e físico, por unidades efetivas de trabalho. Resolvendo para essas variáveis, obtêm-se

$$\tilde{k}^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + \delta + g} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (14)$$

e, adicionalmente

$$\tilde{h}^* = \left(\frac{s_h^{1-\alpha} s_k^\alpha}{n + \delta + g} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (15)$$

A expressão (14) representa o estoque de capital físico por trabalhador efetivo no estado estacionário e a expressão (15) representa o estoque de capital humano por trabalhador efetivo no estado estacionário.

A partir dessas duas expressões, é possível encontrar o produto *per capita* no estado estacionário, para isso, basta substituir ambas as expressões na função de produção em termos intensivos (11). Dessa forma temos que

$$\tilde{y}^* = \frac{s_k^{\alpha/(1-\alpha-\beta)} s_h^{\beta/(1-\alpha-\beta)}}{(n + \delta + g)^{\alpha+\beta/(1-\alpha-\beta)}} \quad (16)$$

Por fim, aplicando o logaritmo à expressão (16) temos exatamente o modelo econométrico estimado pelos autores (p. 417), que consideraram dados anuais, para mais de 100 países, entre os anos de 1960 e 1985. Como conclusão geral, os autores atestaram que a inclusão do termo de capital humano no modelo de [Solow \(1956\)](#) melhora o seu ajuste, reduzindo anomalias e captando grande parte da variância do resíduo do modelo.

2.2 Evidências empíricas

Na literatura podem-se encontrar diversos trabalhos que têm investigado os fatores determinantes do crescimento econômico usando conceitos e metodologias diferentes. Esses estudos têm dado ênfase em diversos conjuntos de parâmetros explicativos e em geral têm oferecido diversos indícios para os condicionantes do crescimento econômico.

O investimento, um dos principais determinantes do crescimento econômico, tem originado uma quantidade grande de trabalhos empíricos, em geral examinando seu efeito transitório ou permanente sobre a taxa de crescimento econômico. Podem-se citar destacadamente os trabalhos de [Kormendi e Meguire \(1985\)](#), [Levine e Renelt \(1992\)](#) e [Podrecca e Carmeci \(2001\)](#).

Adicionalmente, segundo [Arvanitidis et al. \(2007\)](#), o progresso tecnológico (inovação) tem sido apontado pela literatura como um dos grandes fatores condicionantes da dinâmica do

crescimento econômico no sentido de proporcionar um aumento na produtividade. Tal relação é verificada por vários modelos empíricos de crescimento endógeno, como o de [Lichtenberg \(1993\)](#), [Ulku \(2004\)](#), e mais recentemente, nas evidências empíricas de [Cândido \(2010\)](#), baseando-se nos modelos de [Fagerberg \(1987\)](#) e [Fagerberg e Verspagen \(2002\)](#), dos teóricos do hiato tecnológico, verificando a existência de uma relação positiva entre o nível de desenvolvimento tecnológico e o crescimento econômico, em termos do nível de renda por trabalhador, dos países analisados.

As variáveis relacionadas ao ambiente macroeconômico são consideradas necessárias, mas não suficientes para o crescimento econômico ([FISCHER, 1993](#)). Em geral, um ambiente macroeconômico estável pode favorecer o crescimento, especialmente, através da redução da incerteza, enquanto que a instabilidade macroeconômica pode ter um impacto negativo sobre o crescimento através de seus efeitos sobre a produtividade e investimento (p. ex., maior risco). Vários fatores macroeconômicos de impacto sobre o crescimento têm sido identificados na literatura. Podemos destacar em especial o papel da inflação, política fiscal, déficits orçamentários e encargos fiscais, segundo [Arvanitidis et al. \(2007\)](#).

O capital humano, recorrente nos modelos de crescimento endógeno, tem um papel importante na dinâmica do crescimento, geralmente é especificado em trabalhos empíricos usando *proxies* relacionadas à educação. Esses estudos, em geral, procuram mensurar sua contribuição por meio de estimações de funções de produção agregadas, nas quais o capital humano é considerado um fator de produção adicional.

[Barro \(2001\)](#) sugere que uma maior proporção de capital humano sobre capital físico tende a gerar maior crescimento, devido ao fato de que um maior nível de capital humano facilita a absorção de altas tecnologias, desenvolvidas por outros países, e também pelo fato de que o capital humano tende a ser mais difícil de ajustar em relação ao capital físico, portanto, um país que inicia com um alto grau de capital humano tende a crescer mais rapidamente ajustando para cima a quantidade de capital físico.

Já com relação à abertura econômica, pode-se encontrar na literatura diversos trabalhos empíricos que reafirmam seu papel na dinâmica do crescimento. Isso ocorre porque a abertura econômica afeta o crescimento por diversos canais, como, p. ex., as vantagens comparativas, a transferência de tecnologias e a difusão do conhecimento, atuando pelas economias de escala e pela exposição à concorrência internacional. As principais contribuições nesse sentido foram de [Dollar \(1992\)](#), [Sachs e Warner \(1995\)](#), [Edwards \(1998\)](#) e [Dollar e Kraay \(2001\)](#).

Villanueva et al. (1992) testaram o modelo neoclássico de crescimento para 98 países, de 1960 a 1985, no intuito de estabelecer a importância relativa para o crescimento de fatores que são específicos dos países e que variam no tempo, como é o caso do capital humano, investimento público e grau de abertura. Os resultados empíricos encontrados indicam que tais fatores têm um papel relevante e positivo para o crescimento.

Quanto à relação entre regimes cambiais e crescimento, Dubas et al. (2005) verificam que tal relação é mais estreita para o caso de regimes mais rígidos, ou seja, quando a taxa de câmbio (nominal ou real) é mais estável, o que na literatura é também conhecido como casos onde os países têm o chamado “medo da flutuação”.

O investimento estrangeiro direto (IED) desempenha recentemente um papel importante na internacionalização das atividades econômicas, sendo a fonte primária de transferência de tecnologia. A literatura empírica, examinando o impacto do IED no crescimento tem obtido resultados satisfatórios no sentido de uma relação positiva entre as duas variáveis, segundo Arvanitidis et al. (2007). Como contribuições podemos destacar os trabalhos de Borensztein et al. (1995), Hermes e Lensink (2000) e Lensink e Morrissey (2006).

Levando em consideração tais fatores condicionantes, Barro (1995) desenvolveu um estudo com dados de painel para um conjunto de mais de cem países no período de 1960 a 1990. Os resultados empíricos sugerem que, dado um nível de renda real *per capita*, a taxa de crescimento é positivamente afetada pelo nível de escolaridade e expectativa de vida, pela baixa fecundidade, por menores gastos com consumo governamental, pelo cumprimento da lei, por taxas de inflação menores, pela melhoria nos termos de troca, e, negativamente, pelo nível inicial do PIB real *per capita*. Este último efeito está ligado à noção de convergência condicional. A taxa de inflação não só tem um impacto negativo sobre a taxa de crescimento do PIB real no longo prazo como também sobre a taxa de investimento, mas tal resultado é estatisticamente significativo quando as economias com histórico de alta inflação são incluídas na amostra (VIEIRA; VERÍSSIMO, 2009).

Em um enfoque para a América Latina, Loayza et al. (2004) destacam que a região teve experiências de reversões do crescimento econômico em função das diversas crises da década de 1990, além do fato de ter várias reformas econômicas postergadas ou implementadas de forma incompleta, além de problemas com administração macroeconômica inadequada. Tudo isso contribuiu para um desempenho relativo desfavorável, quando comparado com outras economias como, p. ex., as do leste asiático.

Voltando-se para o continente asiático, [Andrade \(2006\)](#) analisou a experiência de crescimento econômico da China no período de 1978 a 2003. Através da especificação de um modelo de auto-regressão vetorial, o autor pode constatar que o investimento e a taxa de câmbio foram os principais determinantes do crescimento econômico chinês no período analisado. Porém, conforme ressalta o autor, estes resultados não indicam que a continuidade do crescimento da economia chinesa deve se assentar apenas sobre as políticas cambial e de acumulação de capital físico. Segundo ele, é importante que se eleve a produtividade da economia através de investimentos mais eficientes em capital humano, além de ser preciso repensar a questão do câmbio, pois não estão claros os impactos de uma política cambial mais flexível sobre o crescimento econômico do país caso haja uma flexibilização de seu regime.

Utilizando uma análise agregada, [Vieira e Veríssimo \(2009\)](#) investigaram, do ponto de vista teórico e empírico, os principais determinantes das taxas de crescimento econômico para os BRIC's (Brasil, Rússia, Índia e China) e África do Sul. Os resultados empíricos revelaram uma predominância do papel da taxa de investimento e da inflação para o crescimento econômico desse bloco, ainda que outros fatores, como a taxa de juros real (Brasil, Índia e África do Sul), a taxa de câmbio real efetiva (China e Índia), os fluxos de IED (China e África do Sul) e o crescimento populacional (Índia e Rússia) tenham sido importantes, embora com uma contribuição menor em termos relativos. No entanto, esse artigo aparentemente precisa ter seus resultados reavaliados, pois um leitor mais atento constata a necessidade de testes de raiz unitária rigorosos e do uso de um modelo de correção de erros.

Mais recentemente, [Kogid et al. \(2010\)](#) analisaram os fatores condicionantes do crescimento econômico na Malásia entre 1970 e 2007, utilizando-se de relações de cointegração e causalidade através de um modelo de correção de erros (VECM). Os fatores determinantes considerados no estudo foram os gastos com consumo, gastos do governo, taxa de câmbio, exportações e investimentos estrangeiros diretos. Como resultados principais, os autores constataram a existência de uma relação de cointegração de longo prazo e múltiplas relações causais de curto prazo entre o crescimento econômico e seus determinantes.

Dessa forma, pode-se chegar à conclusão, dentro da literatura examinada, de que não há nenhum trabalho para o contexto brasileiro com a verificação empírica dos condicionantes do crescimento econômico numa perspectiva histórica recente, utilizando metodologia de séries temporais e que considere as variáveis clássicas dos modelos de crescimento econômico.

Nesse sentido, o presente estudo visa complementar e aprimorar a literatura existente

em crescimento econômico com uma análise apurada das variáveis condicionantes para o caso brasileiro, utilizando métodos de modelagem avançados em séries temporais.

Adicionalmente, a compreensão dos fatores do crescimento econômico no Brasil possibilitará subsidiar a inferência sobre possíveis resultados de políticas de incentivos e de planejamento que promovam alterações nas variáveis condicionantes, permitindo análises prospectivas sobre o comportamento do crescimento econômico brasileiro no longo prazo. Além disso, o conhecimento das elasticidades pode prover dados para utilização em modelos mais sofisticados no futuro, tais como os modelos DSGE.

3 MODELO DE AUTO-REGRESSÃO VETORIAL

As especificações empíricas do modelo a ser utilizado na análise serão objeto de estudo do presente capítulo, bem como alguns aspectos concernentes à estimação, testes de hipótese, distribuição assintótica e propriedades dinâmicas. Em seguida, serão expostos os testes utilizados para investigar a estacionariedade das séries, bem como do seu comportamento conjunto e abordagem através da metodologia estrutural.

3.1 Especificação e estimação

Primeiramente, resgatando alguns conceitos de equações simultâneas, percebe-se que há um viés importante a ser definido, referente ao problema de identificação. Tal problema se baseia na possibilidade de se obter, ou não, os parâmetros de uma equação estrutural a partir dos coeficientes estimados na forma reduzida.

As condições de identificação por ordem e posto avaliam de modo consistente as características de identificação das equações, porém cabe ao autor avaliar se as variáveis são endógenas ou exógenas, o que por muitas vezes pode trazer uma estimação viesada.

Por causa da interdependência entre o termo de erro estocástico e a variável explicatória endógena, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é inapropriado para a estimação de uma equação em um sistema de equações simultâneas². Se aplicado erroneamente, os estimadores não somente são viesados como também inconsistentes.

Para uma equação estrutural apenas identificada, ou exatamente identificada, o método de obtenção das estimativas dos coeficientes estruturais pelas estimativas de MQO dos coeficientes de forma reduzida, conhecido como o método dos Mínimos Quadrados Indiretos (MQI), gera estimadores consistentes e não-tendenciosos.

Porém, quando se configura o quadro de sobre-identificação em uma das equações do modelo, o método de MQI não é adequado, e deve ser descartado em favor de outros métodos. O melhor a ser adotado nesse caso é o método de Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQ2E).

Entretanto, diversas críticas aos modelos de equações simultâneas podem ser feitas, principalmente pela estimação através de sua identificação, que muitas vezes pode ser obtida com inclusão de variáveis de forma subjetiva (SIMS, 1980).

²Entretanto, há uma situação na qual o método de MQO pode ser aplicado com propriedade, mesmo no contexto de equações simultâneas. Esse é o caso dos modelos recursivos, triangulares ou causais (BUENO, 2008).

Primeiramente, segundo Sims (1980), as restrições de identificação empregadas eram consideradas “difíceis de acreditar³” no sentido de que a teoria econômica é fraca na escolha de quais variáveis devem entrar no modelo em sua forma reduzida, além disso, restrições de exclusão eram, por rotina, impostas sem levar em consideração a estrutura econômica do sistema. Adicionalmente, muitas variáveis eram tomadas como exógenas no sistema por definição, sem tomar base em algum sólido argumento econômico ou estatístico.

Dessa forma, segundo o autor, todas as variáveis devem ser tratadas de forma simultânea e simetricamente, incluindo para cada variável uma equação explicando sua evolução baseada nos seus valores defasados e nos valores defasados das demais variáveis do sistema.

Nesse cenário, Sims (1980) introduz a metodologia dos modelos de Auto-regressão Vetorial (VAR) como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais, generalizando os modelos auto-regressivos univariados. A idéia era desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições, nos quais todas as variáveis econômicas fossem tratadas como endógenas.

Nesse sentido, configura-se o modelo VAR irrestrito de ordem k com p variáveis endógenas conforme especificação abaixo

$$\mathbf{X}_t = \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \Pi_k \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \epsilon_t \quad \text{com } t = 1, 2, \dots, T \quad (17)$$

onde $\mathbf{X}_t$ é um vetor de p variáveis em t ; Π_i são matrizes $p \times p$ de parâmetros com $i = 1, \dots, k$; $\mathbf{D}_t$ é um vetor de componentes deterministas com vetor de coeficientes Φ ; ϵ_t é um vetor $p \times 1$ de erros gaussianos independente e identicamente distribuídos com média zero e matriz de variância-covariância Ω , ou seja $\epsilon_t \sim iid N_p(0, \Omega)$.

Os valores iniciais $\mathbf{X}_{-k+1}, \dots, \mathbf{X}_0$ são fixos e os parâmetros $(\Pi_1, \dots, \Pi_k, \Phi, \Omega)$ são irrestritos. Introduzindo a notação $\mathbf{Z}'_t = (\mathbf{X}'_{t-1}, \dots, \mathbf{X}'_{t-k}, \mathbf{D}'_t)$ para o vetor e $\mathbf{B}' = (\Pi_1, \dots, \Pi_k, \Phi)$ para os parâmetros correspondentes, podemos expressar o modelo nessas variáveis, assim temos

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{B}' \mathbf{Z}_t + \epsilon_t \quad \text{com } t = 1, 2, \dots, T \quad (18)$$

Dessa forma a hipótese de erros gaussianos nos permite realizar a análise sobre a fun-

³*Incredible Restrictions*, do inglês.

ção de máxima verossimilhança do sistema, conforme abaixo

$$\ln L(\mathbf{B}, \Omega; \mathbf{X}) = -T \frac{p}{2} \ln(2\pi) - T \frac{1}{2} \ln |\Omega| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\mathbf{X}_t - \mathbf{B}' \mathbf{Z}_t)' \Omega^{-1} (\mathbf{X}_t - \mathbf{B}' \mathbf{Z}_t) \quad (19)$$

Procedendo-se com a maximização da função com respeito à $\mathbf{B}'$ ($\partial \ln L / \partial \mathbf{B} = 0$) e Ω^{-1} ($\partial \ln L / \partial \Omega = 0$) temos os estimadores de máxima verossimilhança a seguir

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{B}} &= \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t \mathbf{Z}_t')^{-1} \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t \mathbf{X}_t') \\ &= S_{\mathbf{ZZ}}^{-1} S_{\mathbf{ZX}} \end{aligned} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \hat{\Omega} &= T^{-1} \sum_{t=1}^T (\mathbf{X}_t - \hat{\mathbf{B}}' \mathbf{Z}_t) (\mathbf{X}_t - \hat{\mathbf{B}}' \mathbf{Z}_t)' \\ &= S_{\mathbf{XX}} - S_{\mathbf{XZ}} S_{\mathbf{ZZ}}^{-1} S_{\mathbf{ZX}} \end{aligned} \quad (21)$$

onde $S_{\mathbf{ZZ}} = 1/T \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t \mathbf{Z}_t')$ e $S_{\mathbf{ZX}} = 1/T \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t \mathbf{X}_t')$.

Tais estimadores são idênticos aos estimadores de MQO correspondentes. Assim, podemos encontrar o valor máximo da função de log-verossimilhança com base nas estimativas de $\hat{\mathbf{B}}$ e $\hat{\Omega}$, de modo que

$$\ln L_{max} = -T \frac{p}{2} \ln(2\pi) - T \frac{1}{2} \ln |\hat{\Omega}| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\mathbf{X}_t - \hat{\mathbf{B}}' \mathbf{Z}_t)' \hat{\Omega}^{-1} (\mathbf{X}_t - \hat{\mathbf{B}}' \mathbf{Z}_t) \quad (22)$$

Porém temos que,

$$\begin{aligned} \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\mathbf{X}_t - \hat{\mathbf{B}}' \mathbf{Z}_t)' \hat{\Omega}^{-1} (\mathbf{X}_t - \hat{\mathbf{B}}' \mathbf{Z}_t) &= \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t' \hat{\Omega}^{-1} \hat{\epsilon}_t \\ &= \frac{1}{2} \text{traço} \left[\sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t' \hat{\Omega}^{-1} \hat{\epsilon}_t \right] = \frac{1}{2} \text{traço} \left[\sum_{t=1}^T \hat{\Omega}^{-1} \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t' \right] \\ &= \frac{1}{2} \text{traço} \left[\hat{\Omega}^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t' \right] = \frac{1}{2} \text{traço} \left[\hat{\Omega}^{-1} (T \hat{\Omega}) \right] \\ &= \frac{1}{2} \text{traço}(T I_p) = T \frac{p}{2} \end{aligned} \quad (23)$$

Assim, reescrevendo obtemos o valor máximo da função de log-verossimilhança

$$\ln L_{max} = -T \frac{p}{2} \ln(2\pi) - T \frac{1}{2} \ln |\hat{\Omega}| - T \frac{p}{2} \quad (24)$$

Para podermos testar hipóteses sobre $\mathbf{B}$, faz-se necessário obter a distribuição da estimativa $\hat{\mathbf{B}}$. Por simplicidade adotamos um modelo VAR(2), conforme Juselius (2006), para discutir a distribuição assintótica de $\hat{\mathbf{B}}$ sobre a hipótese de estacionariedade do processo $\mathbf{X}_t$.

Sendo assim, considerando o erro da estimativa dos coeficientes do modelo VAR(2)

$$\hat{\mathbf{B}}' - \mathbf{B}' = [\hat{\Pi}_1, \hat{\Pi}_2] - [\Pi_1, \Pi_2] \quad (25)$$

Temos que a matriz de variância-covariância de $\mathbf{X}_{t-1}$ e $\mathbf{X}_{t-2}$ segue o seguinte formato

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{Var}(\mathbf{X}_{t-1}) & \text{Cov}(\mathbf{X}_{t-1}, \mathbf{X}_{t-2}) \\ \text{Cov}(\mathbf{X}_{t-2}, \mathbf{X}_{t-1}) & \text{Var}(\mathbf{X}_{t-2}) \end{bmatrix}$$

Sob a hipótese de que ϵ é independente e identicamente distribuído com média zero e variância Ω e de que $\mathbf{X}$ é estacionário, a distribuição assintótica de $\hat{\mathbf{B}}' - \mathbf{B}'$ na equação (25) é gaussiana dada por

$$T^{\frac{1}{2}}(\hat{\mathbf{B}} - \mathbf{B}) \xrightarrow{w} N(0, \Omega \otimes \Sigma^{-1}) \quad (26)$$

onde

$$\hat{\Sigma} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{Z}_t \mathbf{Z}_t' \xrightarrow{P} \Sigma \text{ e } \hat{\Omega} \xrightarrow{P} \Omega$$

$$\Omega \otimes \Sigma^{-1} = \begin{bmatrix} \Omega \Sigma_{11}^i & \Omega \Sigma_{12}^i \\ \Omega \Sigma_{21}^i & \Omega \Sigma_{22}^i \end{bmatrix}$$

Os resultados do modelo VAR são similares aos resultados do modelo de regressão linear, exceto que o formato da matriz $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ do modelo de regressão é substituída pela matriz $(kp \times kp)$ de variância-covariância Σ , onde $k = 2$ na simplificação adotada.

Note-se que a distribuição assintótica dos coeficientes da regressão estão baseadas na

hipótese de que o formato da matriz é tal que

$$T^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X}) \xrightarrow{P} \mathbf{A} \quad (27)$$

onde $\mathbf{A}$ é uma matriz constante. Segundo Juselius (2006), quando a série em questão contém raízes unitárias tal suposição não é mais verdadeira e o formato da matriz convergirá em direção a uma matriz de movimento browniano.

Suponha que desejamos testar a significância individual de um coeficiente, como p. ex. o primeiro elemento $\pi_{1,11}$ de Π_1 . Dessa forma, define-se dois vetores $\xi' = [1, 0, 0, \dots, 0]$ e $\eta' = [1, 0, 0, \dots, 0]$ onde ξ é $(p \times 1)$ e η é $(2p \times 1)$, assim $\xi' \mathbf{B}' \eta = \pi_{1,11}$. Usando a propriedade (26) podemos encontrar a estatística de teste da hipótese nula $\pi_{1,11} = 0$, que tem uma distribuição assintótica normal $N(0,1)$. Juselius (2006) generaliza tal resultado para testar qualquer coeficiente em $\mathbf{B}$ através da escolha apropriada de ξ e η , de forma que

$$\frac{T^{\frac{1}{2}} \xi' \mathbf{B}' \eta}{(\xi' \Omega \xi \eta' \Sigma^{-1} \eta)^{\frac{1}{2}}} \xrightarrow{w} N(0, 1) \quad (28)$$

Com relação à especificação do modelo, existem na literatura vários procedimentos de teste para determinar o número de defasagens a serem incluídas, de modo a obter uma estrutura onde o erro seja ruído branco. Em suma, bom senso e parcimônia devem ser utilizados nesse processo. No presente trabalho serão utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC), de Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), definidos como

$$\mathbf{AIC} = \ln |\hat{\Omega}| + (p^2 k) \frac{2}{T} \quad (29)$$

$$\mathbf{SC} = \ln |\hat{\Omega}| + (p^2 k) \frac{\ln T}{T} \quad (30)$$

$$\mathbf{HQ} = \ln |\hat{\Omega}| + (p^2 k) \frac{2 \ln T}{T} \quad (31)$$

Tais critérios são baseados no valor máximo da função de verossimilhança com um fator de penalização adicional relativo ao número de parâmetros estimados. Os critérios diferem entre si com relação à intensidade da penalidade associada ao aumento dos parâmetros do modelo como resultado da adição de mais defasagens. A idéia é calcular os critérios de informação para diferentes valores de k e então escolher a ordem correspondente ao menor valor da estatística calculada.

Com relação à dinâmica do processo, esta pode ser investigada calculando as raízes do

modelo VAR na equação (17). Para isso, é conveniente formular o VAR como um polinômio no operador de defasagem L , onde $L^i \mathbf{X}_t = \mathbf{X}_{t-i}$, assim temos

$$\begin{aligned} (\mathbf{I} - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k) \mathbf{X}_t &= \Phi \mathbf{D}_t + \epsilon_t \\ \Pi(L) \mathbf{X}_t &= \Phi \mathbf{D}_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (32)$$

Para calcular os autovalores da matriz companheira faz-se necessário transformar o modelo VAR(k) num modelo AR(1). Mais uma vez, visando a simplificação assumimos $k = 2$ e reescrevemos o modelo VAR(2) na forma AR(1), assim temos

$$\begin{bmatrix} \mathbf{X}_t \\ \mathbf{X}_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pi_1 & \Pi_2 \\ I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{X}_{t-1} \\ \mathbf{X}_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ 0 \end{bmatrix}$$

ou, de forma compacta

$$\hat{\mathbf{X}}_t = \Xi \hat{\mathbf{X}}_{t-1} + \hat{\epsilon} \quad (33)$$

onde o termo Ξ representa a especificação da matriz companheira. A generalização para $k > 2$ é imediata.

Dessa forma, as raízes da matriz Ξ podem ser calculadas solucionando o problema do autovalor, conforme especificação abaixo

$$\rho \mathbf{V} = \Xi \mathbf{V} \quad (34)$$

onde $\mathbf{V}$ é um vetor ($kp \times 1$), assim temos

$$\rho \begin{bmatrix} \mathbf{v}_1 \\ \mathbf{v}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pi_1 & \Pi_2 \\ I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{v}_1 \\ \mathbf{v}_2 \end{bmatrix}$$

ou, efetuando as multiplicações matriciais temos

$$\begin{cases} \rho \mathbf{v}_1 = \Pi_1 \mathbf{v}_1 + \Pi_2 \mathbf{v}_2 \\ \rho \mathbf{v}_2 = \mathbf{v}_1 \end{cases}$$

e isolando $\mathbf{v}_2$ e substituindo na primeira equação temos a solução para $\mathbf{v}_1$ abaixo

$$\begin{aligned}\rho \mathbf{v}_1 &= \Pi_1 \mathbf{v}_1 + \Pi_2 (\mathbf{v}_1 / \rho) \\ \mathbf{v}_1 &= \Pi_1 (\mathbf{v}_1 / \rho) + \Pi_2 (\mathbf{v}_1 / \rho^2)\end{aligned}$$

Dessa forma, temos que os autovalores de Ξ são as pk raízes do polinômio de segunda ordem, conforme a especificação a seguir

$$|I - \Pi_1 \rho^{-1} - \Pi_2 \rho^{-2}| = 0 \quad (35)$$

ou

$$|I - \Pi_1 z - \Pi_2 z^2| = 0 \quad (36)$$

onde $z \equiv p^{-1}$. É valido notar que as raízes da matriz companheira ρ_i são o inverso das raízes do polinômio característico. Assim, a solução para

$$|I - z\Xi| = 0 \quad (37)$$

nos fornece as raízes estacionárias fora do círculo unitário, enquanto que a solução para

$$|\rho I - \Xi| = 0 \quad (38)$$

nos fornece as raízes estacionárias dentro do círculo unitário.

Portanto, se as raízes de $|\Pi(z)|$ estão fora do círculo unitário (ou, alternativamente se os autovalores da matriz companheira estiverem dentro do círculo unitário) então $\{\mathbf{X}_t\}$ é estacionário. Nos casos complementares configura-se o quadro de não estacionariedade e de processo explosivo da série.

Dado que o processo é estacionário e assumindo que não há componentes deterministas no sistema ($\Phi \mathbf{D}_t = 0$) pode-se escrever a equação (32), através do teorema de decomposição de Wald, na forma de média móvel infinita $MA(\infty)$, conforme a seguir

$$\begin{aligned}\mathbf{X}_t &= \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \epsilon_{t-i} \\ \mathbf{X}_t &= \Psi_0 \epsilon_t + \Psi_1 \epsilon_{t-1} + \Psi_2 \epsilon_{t-2} + \dots\end{aligned} \quad (39)$$

onde $\Psi_0 = I_n$.

Os elementos da matriz Ψ_i são os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. Dessa forma, descreve a resposta $\mathbf{X}_{n,t+i}$ de um impulso em $\mathbf{X}_{mt}$ com todas as demais variáveis no período t e anterior ao mesmo mantidas constantes. Assim o gráfico do elemento da linha n , coluna m de Ψ_i ,

$$\frac{\partial \mathbf{X}_{n,t+i}}{\partial \epsilon_{mt}} \quad (40)$$

como uma função de i gera a chamada função de resposta ao impulso. Já a soma dos coeficientes, quando desenhados em um gráfico contra i , geram a função de resposta ao impulso acumulada.

Uma outra forma de analisar os resultado do modelo VAR é por meio da decomposição da variância. Trata-se de uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. O erro de previsão i períodos a frente é expresso por:

$$\mathbf{X}_{t+i} - \hat{\mathbf{X}}_{t+i|t} = \epsilon_{t+i} + \Psi_1 \epsilon_{t+i-1} + \Psi_2 \epsilon_{t+i-2} + \dots + \Psi_{i-1} \epsilon_{t+1} \quad (41)$$

E o erro quadrático médio (MSE) da previsão i períodos a frente é

$$\text{MSE}(\hat{\mathbf{X}}_{t+i|t}) = \Omega + \Psi_1 \Omega \Psi_1' + \Psi_2 \Omega \Psi_2' + \dots + \Psi_{i-1} \Omega \Psi_{i-1}' \quad (42)$$

onde $\Omega = B_0^{-1} \Sigma B_0^{-1'}$ conforme será verificado posteriormente na equação (67) quando definido a metodologia do modelo VAR Estrutural.

Assim a expressão (42) descreve a contribuição das inovações ortogonais ϵ_t para o MSE da previsão i períodos a frente das variáveis em $\mathbf{X}_t$.

3.2 Testes de raiz unitária

Tradicionalmente, os testes de raiz unitária nos ajudam a entender o tipo do processo gerador de dados (DGP) de uma determinada série temporal. A determinação do tipo do DGP em séries temporais torna-se relevante uma vez que processos não estacionários trazem implicações para os estimadores de Mínimos Quadrados que devem ser tratados a fim de não se obter regressões espúrias.

Para a avaliação das condições de estacionariedade das séries temporais utilizadas no trabalho serão aplicados testes robustos de identificação, superando os problemas de baixo po-

der e distorção de tamanho dos tradicionais testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), amplamente discutidos na literatura e ressaltados em [Maddala e Kim \(1999\)](#).

O primeiro, seguindo uma abordagem paramétrica, será o teste DF-GLS, derivado do conceito de “envelope de poder assintótico” para testes de ponto ótimo de raiz unitária, segundo [Elliott et al. \(1996\)](#). Tal teste foi desenvolvido a partir das especificações ADF, permitindo um tratamento adequado da presença de componentes deterministas, sendo proposta uma modificação simples ao aplicar o ADF à série temporal previamente filtrada de tais componentes.

Para a especificação do teste, os autores definem uma quase-diferença da variável y_t , que depende do valor de um parâmetro “ a ” da seguinte forma:

$$d(y_t|a) = \begin{cases} y_t & \text{se } t = 1 \\ y_t - ay_{t-1} & \text{se } t \geq 1 \end{cases} \quad (43)$$

Adicionalmente, definem-se as variáveis explicativas x_t de acordo com a especificação do que se acredita refletir o verdadeiro processo gerador de dados (DGP) da série.

$$x_t = \begin{cases} \{1\} & \text{no caso em que se inclui uma constante} \\ \{1, t\} & \text{no caso em que se inclui uma tendência linear} \end{cases} \quad (44)$$

Nesse contexto, os autores sugerem o uso de $a = \bar{a}$ em que

$$\bar{a} = \begin{cases} 1 - 7/T & \text{se } x_t = \{1\} \\ 1 - 13,5/T & \text{se } x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad (45)$$

em que T é o tamanho da amostra.

Considerando tais definições, realiza-se uma regressão pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da quase-diferença da variável y_t sobre a quase-diferença da variável x_t , tal que

$$d(y_t|a) = d(x_t|a)' \delta(a) + \eta_t \quad (46)$$

onde $\hat{\delta}(a)$ representa a estimativa obtida na regressão.

Desse modo, define-se a série filtrada y_t^d obtida por Mínimos Quadrados Generalizados

(MQG) a partir das estimativas associadas ao parâmetro $\bar{a}$, de modo que

$$y_t^d \equiv y_t - x_t' \hat{\delta}(\bar{a}) \quad (47)$$

Então, o teste DF-GLS envolve a estimação da equação ADF padrão, substituindo a variável y_t pela variável y_t^d previamente filtrada de seus componentes deterministas, nesse caso

$$\Delta y_t^d = \Pi y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^p \Psi_j \Delta y_{t-j}^d + \epsilon_t \quad (48)$$

O número ótimo de defasagens “p” será determinado através do Critério de Informação de Akaike Modificado (MAIC), conforme sugerido em [Ng e Perron \(2001\)](#). A estatística t segue distribuição padrão Dickey-Fuller para o caso em que $x_t = \{1\}$, porém a distribuição assintótica difere quando $x_t = \{1, t\}$. Nesse caso, faz-se necessário consultar os valores críticos simulados da estatística de teste no caso de $T = \{50, 100, 200, \infty\}$, segundo [Elliott et al. \(1996\)](#).

O segundo teste, proposto por [Perron e Ng \(1996\)](#) e, posteriormente, [Ng e Perron \(2001\)](#), segue a metodologia não-paramétrica dos testes PP, em que a matriz de variância dos estimadores dos parâmetros da equação de teste é consistente com heterocedasticidade e autocorrelação. Os autores argumentam que os testes de raiz unitária desenvolvidos até então ainda sofriam de baixo poder de teste quando o polinômio regressivo está próximo de 1. Além disso, argumentam que os testes de raiz unitária sofriam de distorções de tamanho quando o polinômio de média móvel da primeira diferença das séries possuem raízes negativas próximas de 1. Isso fazia com que os testes rejeitassem a hipótese de raiz unitária frequentemente.

Dessa forma, os autores propõem tratar os problemas associados aos testes usuais construindo quatro estatísticas de testes baseadas na série y_t^d . Tais estatísticas de teste são formas modificadas das estatísticas Z_α e Z_t de [Phillips e Perron \(1988\)](#), da estatística R_1 de [Bhargava \(1986\)](#) e da estatística de ponto ótimo de [Elliott et al. \(1996\)](#).

Primeiramente, os autores definem o termo k como

$$k = \sum_{t=2}^T [(y_{t-1}^d)^2] / T^2 \quad (49)$$

Assim, as estatísticas modificadas podem ser escritas como:

$$MZ_\alpha = \{[(y_T^d)^2 T^{-1}] - f_0\} / 2k \quad (50)$$

$$MZ_t = MZ_\alpha MS B = MZ_\alpha \sqrt{\frac{k}{f_0}} \quad (51)$$

$$MP_t = \begin{cases} \{\bar{c}^2 k - \bar{c} T^{-1} (y_T^d)^2\} / f_0 & \text{se } x_t = \{1\} \\ \{\bar{c}^2 k + (1 - \bar{c}) T^{-1} (y_T^d)^2\} / f_0 & \text{se } x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad (52)$$

onde

$$\bar{c} = \begin{cases} -7 & \text{se } x_t = \{1\} \\ -13,5 & \text{se } x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad (53)$$

O termo f_0 é o estimador do resíduo espectral na frequência zero, nesse caso, obtido usando o estimador de densidade espectral autorregressivo através do método de Mínimos Quadrados Generalizados na série filtrada. Desse modo

$$\hat{f}_0 = \hat{\sigma}_\epsilon^2 / (1 - \hat{\Psi}_1 - \hat{\Psi}_2 - \dots - \hat{\Psi}_p) \quad (54)$$

onde $\hat{\sigma}_\epsilon^2$ é a variância residual e $\hat{\Psi}$ são as estimativas obtidas em (48).

Os testes feitos por [Ng e Perron \(2001\)](#) mostraram que o uso do MAIC mostrou-se mais adequado para a escolha das defasagem utilizadas. No caso do uso do método de estimação espectral não paramétrico, [Ng e Perron \(2001\)](#) recomendam o uso do procedimento de Newey e West para a definição do tamanho das janelas.

Adicionalmente, será aplicado o teste de [Dickey e Pantula \(1987\)](#) que tem como principal característica analisar a existência de mais de uma raiz unitária, partindo da metodologia de teste do geral para o específico. No presente trabalho, tal teste será desenvolvido com o intuito de checar a existência de no máximo duas raízes unitárias.

Sua aplicação é feita de forma sequencial, primeiramente testa-se a hipótese da presença de duas raízes unitárias sobre a seguinte especificação

$$\Delta^2 y_t = \rho_1 \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (55)$$

Se a hipótese nula ($H_0 : \rho_1 = 0$, sobre a alternativa $H_a : \rho_1 < 0$) for rejeitada, passa-se para a segunda etapa do teste, na qual é verificada a presença de uma raiz unitária contra estacionariedade na seguinte equação

$$\Delta^2 y_t = \rho_1 \Delta y_{t-1} + \rho_2 y_{t-1} + \epsilon_t \quad (56)$$

pois o primeiro termo do segundo membro da equação (55) deve ser mantido, já que ele é menor do que zero para a diferença de y_{t-1} maior do que zero. Rejeitada a hipótese nula ($H_0 : \rho_2 = 0$), conclui-se que a série é estacionária, caso contrário a série é $I(1)$.

Os valores críticos utilizados são os mesmos dos tradicionais testes de Dickey-Fuller Aumentado, dessa forma pode-se incluir adicionalmente na equação de teste componentes deterministas como constante e/ou tendência, nesse caso as estatísticas devem ser comparadas com os valores tabelados τ_μ e τ_τ .

3.3 Teste de Cointegração

Os testes de raiz unitária levam em conta apenas o comportamento individual de uma determinada série temporal, desconsiderando as possíveis influências mútuas que trajetórias de longo prazo de séries temporais distintas possam ter uma sobre as outras.

Desse modo, sendo as variáveis integradas, podem existir h ($h < n$) relações de longo prazo entre elas (sendo n o número de equações do sistema). No caso de existir tais relações, ou seja, existir cointegração entre as variáveis, termo(s) de correção de erro(s) devem ser incorporados ao modelo ajustado com as séries nas diferenças para evitar erros de especificação.

Nesse caso, parte-se do modelo VAR definido na equação (17), adequadamente reparametrizado, de tal forma em que pode ser expresso na sua forma Vetorial de Correção de Erros (VECM) de ordem $k - 1$, formulada nas diferenças, conforme a especificação a seguir

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Pi \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \Phi \mathbf{D}_t + \epsilon_t \quad (57)$$

onde $\Pi = \Pi_1 + \cdots + \Pi_k - I$; e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$, com $i = 1, \dots, k - 1$.

Se a matriz Π tem posto reduzido, ou seja, $\text{posto}(\Pi) = r \leq p$, então podemos reescrever Π de modo que $\Pi = \alpha\beta'$ onde α e β são matrizes $p \times r$ de posto completo. Então

$$\Delta \mathbf{X}_t = \alpha\beta' \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \Phi \mathbf{D}_t + \epsilon_t \quad (58)$$

onde $\beta' \mathbf{X}_{t-1}$ é um vetor $r \times 1$ estacionário de relações de cointegração, relacionados às raízes características diferentes de zero, que se constituem nos termos de correção de erro e α denota a velocidade de ajustamento dos desvios do equilíbrio de longo prazo.

Assim, procede-se com a análise de cointegração, proposta por [Johansen \(1991\)](#), por meio de testes sobre o posto da matriz de coeficientes das variáveis em nível defasadas de um

período, $\Pi = \alpha\beta'$, que representa as propriedades de longo prazo do sistema, enquanto que Γ_i com $i = 1, \dots, k-1$, representam o comportamento dinâmico de curto prazo, sendo k a ordem do modelo auto-regressivo.

Como o posto da matriz de longo prazo Π reflete o número de relações de cointegração em $\mathbf{X}_t$, [Johansen \(1991\)](#) formula estatísticas de razão de verossimilhança (LR) para testar a existência e o número de vetores cointegrados.

As estatísticas de teste estão baseadas nos autovalores $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_p$ da matriz Π , que são as p correlações canônicas ao quadrado entre $\mathbf{X}_{t-p}$ e $\Delta\mathbf{X}_t$ em ordem decrescente, sendo então formulada a estatística de razão de verossimilhança para a determinação do posto de cointegração (estatística do traço) como:

$$\lambda_{\text{traço}} = -2 \ln LR(H_r|H_p) = -T \sum_{r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (59)$$

onde T é o tamanho da amostra e r o número de vetores de cointegração distintos.

A distribuição assintótica da estatística do traço segue a distribuição Dickey-Fuller

$$LR(H_r|H_p) \xrightarrow{D} DF_z(p-r) \quad (60)$$

em que

$$DF_z(n) \xrightarrow{a} \text{tr} \left\{ \int_0^1 (dB)B' \left[\int_0^1 BB' du \right]^{-1} \int_0^1 B(dB)' \right\} \quad (61)$$

onde B é um movimento browniano padrão n -dimensional.

Para o caso de pequenas amostras faz-se necessário utilizar um fator Bartlett para correção, conforme desenvolvido em [Johansen \(2002\)](#).

3.4 Metodologia VAR Estrutural

A utilização da metodologia VAR possibilita a obtenção da variância dos impactos para k períodos à frente e permite avaliar o comportamento das variáveis em resposta às inovações individuais em quaisquer dos componentes do sistema.

Contudo, segundo [Hamilton \(1994\)](#) a metodologia VAR, que utiliza a decomposição triangular de Cholesky, tem como uma limitação o fato de ter uma estrutura recursiva para as relações contemporâneas entre as variáveis. Este processo de identificação é um tanto “ateórico” e seus resultados são muito sensíveis ao ordenamento das variáveis.

O autor ressalta, porém, que esta limitação é superada através do modelo VAR estrutural (SVAR), desenvolvido por [Bernanke \(1986\)](#), [Blanchard e Watson \(1986\)](#) e [Sims \(1986\)](#), que permite o estabelecimento de relações contemporâneas, tomando a teoria econômica como referência.

Assim, um modelo teórico estabelecido, e que indique as restrições a serem impostas às relações contemporâneas entre as variáveis, deve ser utilizado a fim de se obter identificação no modelo empírico. O modelo VAR estrutural é representado como:

$$B_0 \mathbf{X}_t = B_1 \mathbf{X}_{t-1} + B_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + B_p \mathbf{X}_{t-p} + \Phi \mathbf{D}_t + \epsilon_t \quad (62)$$

onde $\mathbf{X}_t$ é um vetor $n \times 1$ de variáveis de interesse; B_j são matrizes $n \times n$ para qualquer $j > 0$, com B_0 sendo a matriz de relações contemporâneas; $\mathbf{D}_t$ é um vetor de componentes determinadas com vetor de coeficientes Φ ; e o termo ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de choques (inovações) com as seguintes propriedades:

$$E[\epsilon_t] = 0 \quad (63)$$

$$E[\epsilon_t \epsilon_\tau'] = \begin{cases} \Sigma & \text{se } t = \tau \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (64)$$

A metodologia SVAR assume que as inovações estruturais ϵ_t são ortogonais, onde seus componentes são não correlacionados serialmente e a matriz de variância-covariância Σ é constante e diagonal⁴. A equação (62) também pode ser representada como:

$$B_0 \mathbf{X}_t = \Gamma \mathbf{x}_t + \epsilon_t \quad (65)$$

onde

$$\Gamma \equiv [B_1, B_2, \dots, B_p, \Phi]$$

$$\mathbf{x}_t' \equiv [\mathbf{X}_{t-1}, \mathbf{X}_{t-2}, \dots, \mathbf{X}_{t-p}, \mathbf{D}_t]$$

A forma reduzida do modelo na equação (65) é obtida pré-multiplicando pela inversa

⁴Como mencionado em [Bernanke \(1986\)](#), os choques estruturais são forças exógenas primitivas que não tem causa comum e que portanto podem ser tratados como não correlacionados.

da matriz B_0 , assim temos:

$$\mathbf{X}_t = \Pi' \mathbf{x}_t + u_t \quad (66)$$

onde $\Pi' = B_0^{-1}\Gamma$ e $u_t = B_0^{-1}\epsilon_t$.

Os erros da forma reduzida u_t são combinações lineares dos erros da forma estrutural ϵ_t , tem média zero e variância constante $u_t \sim N(0, \Omega)$ e a sua matriz de variância-covariância pode ser obtida da seguinte forma:

$$E[u_t u_t'] = B_0^{-1} E[\epsilon_t \epsilon_t'] B_0^{-1'} = B_0^{-1} \Sigma B_0^{-1'} = \Omega \quad (67)$$

A partir disso, num primeiro estágio, estima-se a equação (66) pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com respeito ao vetor Π numa regressão de $\mathbf{X}_t$ sobre $\mathbf{x}_t$, obtendo-se a estimativa $\hat{\Pi}$. Num segundo estágio, podem-se estimar os coeficientes B_0 e Σ , a partir da maximização do logaritmo da função de verossimilhança condicionada em $\hat{\Omega}$. A estimação por Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML) de um SVAR com dinâmica é representada, de acordo com [Hamilton \(1994\)](#), conforme abaixo:

$$\ln L(B_0, \Sigma, \hat{\Pi}) = -T \frac{p}{2} \log(2\pi) - T \frac{1}{2} \log |B_0^{-1} \Sigma B_0^{-1'}| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t' [B_0^{-1} \Sigma B_0^{-1'}]^{-1} \hat{u}_t \quad (68)$$

Porém temos que,

$$\sum_{t=1}^T \hat{u}_t' [B_0^{-1} \Sigma B_0^{-1'}]^{-1} \hat{u}_t = T \times \text{traço}\{[B_0' \Sigma^{-1} B_0] \hat{\Omega}\} \quad (69)$$

Além disso, podemos reescrever

$$\log |B_0^{-1} \Sigma B_0^{-1'}| = \log(|B_0^{-1}| \cdot |\Sigma| \cdot |B_0^{-1}|) = -\log |B_0^2| + \log |\Sigma| \quad (70)$$

Assim, podemos substituir as expressões (69) e (70) na equação (68), de modo que a estimativa por Máxima Verossimilhança com Informação Completa dos parâmetros estruturais

é obtida escolhendo B_0 e Σ que maximizam

$$\ln L(B_0, \Sigma, \hat{\Pi}) = -T \frac{P}{2} \log(2\pi) + T \frac{1}{2} \log |B_0^2| - T \frac{1}{2} \log |\Sigma| - T \frac{1}{2} \text{traço}\{[B_0' \Sigma^{-1} B_0] \hat{\Omega}\} \quad (71)$$

Usando cálculos similares ao utilizados em (19), pode-se mostrar que se existirem matrizes B_0 e Σ únicas da forma requerida satisfazendo $B_0^{-1} \Sigma B_0^{-1'} = \Omega$, então a maximização de (71) produzirá estimativas $\hat{B}_0$ e $\hat{\Sigma}$ satisfazendo $\hat{B}_0^{-1} \hat{\Sigma} \hat{B}_0^{-1'} = \hat{\Omega}$.

Adicionalmente, para a obtenção das estimativas da matriz de relações contemporâneas será utilizado o método de otimização numérica de Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS), segundo [Avriel \(2003\)](#). Tal procedimento é derivado do método de otimização de Newton, dentro da classe “*hill-climbing*” de técnicas de otimização buscando o ponto estacionário de uma função, onde o valor do gradiente é zero.

O uso do algoritmo BFGS justifica-se, pelo fato de que, com tal técnica é possível computar erros-padrão estimados, característica que outros métodos como o “*simplex*” ou “*genetic*” não possuem devido ao fato de serem apenas estimativas pontuais. Porém, BFGS, como um método “*hill-climbing*”, depende crucialmente do ponto de partida, o “*hill*” correto. Dessa forma, uma estratégia segura de estimação seria começar pelo método “*genetic*”, a partir de diferentes valores iniciais propostos, e então partir para o método BFGS.

No sistema SVAR, B_0 tem n^2 parâmetros, enquanto que Ω , devido a simetria, tem apenas $n(n+1)/2$ valores distintos. Isso gera um problema de identificação, pois teremos um número maior de equações do que de incógnitas, desse modo faz-se necessário impor ao menos $n^2 - n(n+1)/2 = n(n-1)/2$ restrições ao sistema⁵ a fim de obter a identificação.

Para a realização dos procedimentos estatísticos univariados (testes de raiz unitária) foi utilizado o software EViews, em sua versão 7, para a estimação do modelo foi utilizado o software RATS (Regression Analysis of Time Series), em sua versão 6.2, e o pacote CATS (Cointegration Analysis of Time Series), em sua versão 2.0.

⁵Na decomposição de Cholesky não é necessário impor tais restrições, pois a matriz é triangular inferior, então já há $n(n-1)/2$ restrições.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Banco de dados e descrição das variáveis

As variáveis utilizadas na estimação do modelo referem-se aos dados anuais relativos ao período de 1970 até 2010, totalizando 41 observações temporais. Para a variável taxa de crescimento do PIB *per capita* (PIB) foi utilizada a base de dados do Departamento Econômico do Banco Central do Brasil (BACEN-Depec), que calcula o valor anual do Produto Interno Bruto *per capita* em reais de 2010. A taxa de câmbio real (TX) (R\$/US\$), denominada e , foi obtida através da multiplicação da taxa de câmbio nominal, E , pela razão entre os preços internacionais P^* e os preços domésticos P , conforme especificação abaixo

$$e = E \times \left(\frac{P^*}{P} \right) \quad (72)$$

onde E foi obtida consultando a base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata), o termo P^* é o índice de preços por atacado (IPA) dos Estados Unidos (base 2005=100) coletado junto ao Fundo Monetário Internacional, *International Financial Statistics* (FMI-IFS) e o termo P é o índice geral de preços-disponibilidade interna (IGP-DI) do Brasil (base 2005=100) coletado junto à Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Na figura 3 são plotadas as séries para PIB e TX, pode-se verificar um nível elevado de crescimento do PIB *per capita* no início da década de 1970, seguido de uma queda de patamar na década de 1980, com leve recuperação no período pós-abertura econômica no final da década de 1990, adicionalmente, nota-se também a queda recente da taxa de crescimento entre os anos de 2008 e 2009 devido à crise financeira internacional. Com relação à taxa de câmbio real, nota-se um período de estabilidade até o final da década de 1970, seguido de uma forte desvalorização da moeda nacional até meados de 1985. A partir daí, segue uma trajetória de valorização, com relativa estabilização entre os anos de 1995 e 1998, com posterior desvalorização até 2002, retomando a trajetória de valorização presente até 2010.

Os dados de formação bruta de capital fixo (FBKF) foram coletados junto ao sistema de contas nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados de investimento estrangeiro direto (IED), que podem servir para quantificar a transferência de tecnologias, foram coletados na base de dados do BACEN na conta financeira do balanço de pagamentos, a figura 4 ilustra a evolução dessas variáveis.

Observa-se que a variável FBKF mantém certa estabilidade de crescimento entre 18%

Figura 3: Taxa de crescimento do PIB *per capita* e Taxa de Câmbio Real.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do BACEN, Ipeadata, FMI e FGV, 2011.

e 26%, como proporção do PIB, até o início da década de 1980, quando apresenta uma queda de patamar com posterior recuperação nos meados da mesma década, a partir daí volta a cair de nível se estabilizando em torno de 15%-16% nos anos seguintes. Já o IED apresenta forte crescimento a partir de 1994, com queda entre os anos de 2000 e 2003, voltando a crescer nos anos seguintes, atingindo o ápice em 2010 com a cifra de US\$ 48,43 bilhões em fluxo líquido.

Figura 4: Formação Bruta de Capital Fixo e Investimento Estrangeiro Direto.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE e BACEN, 2011.

No que se diz respeito à variável de progresso tecnológico (INOV), foi utilizado como *proxy* o número de concessões de patente de invenção depositadas por residentes no Brasil no escritório de marcas e patentes dos Estados Unidos da América (USPTO). Já o grau de abertura da economia (GA) foi calculado através da soma das exportações e importações (corrente de comércio) sobre o Produto Interno Bruto do período. Os dados da corrente de comércio foram obtidos junto ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) através do sistema ALICE-Web e os dados do Produto Interno Bruto junto ao BACEN.

Com relação à variável de capital humano (EDU) foi utilizado como *proxy* a média dos anos de estudo das pessoas com 25 anos e mais obtidos através da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata) e do trabalho referência de Barro e Lee (2010).

Figura 5: Progresso Tecnológico, Grau de Abertura da Economia e Capital Humano.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do USPTO, BACEN, MDIC, Ipeadata e do trabalho de Barro e Lee (2010), 2011.

Pode-se observar na figura 5 o crescimento da variável de progresso tecnológico (INOV) ao longo dos anos e da variável de capital humano referente aos anos de estudo (EDU). Já o grau de abertura da economia (GA) apresenta estabilidade, entre 15% e 20%, até meados da década de 1990, quando eleva-se de patamar devido as políticas de abertura econômica do período.

4.2 Modelo Proposto

Será construído no presente trabalho um modelo de crescimento econômico, baseado no modelo teórico de Solow (1956) ampliado por Mankiw et al. (1992) para considerar a acumulação de capital humano. Adicionalmente, será investigado o papel de outros variáveis econômicas como potenciais determinantes da taxa de crescimento econômico de longo prazo no Brasil conforme indicado pela literatura empírica.

As variáveis básicas desse modelo serão: (a) formação bruta de capital fixo (FBKF), (b) progresso tecnológico (INOV), (c) taxa de câmbio real (TX), (d) fluxos de investimento estrangeiro direto (IED), (e) capital humano (EDU) e (f) grau de abertura da economia (GA).

Dessa forma, a variável de taxa de crescimento do PIB *per capita* foi considerada como variável dependente, através da modelagem SVAR com a inclusão dos termos de correção de erro. Assim temos, a partir da equação (62) a formulação do seguinte modelo:

$$B_0 \mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^p B_i \mathbf{X}_{t-i} + \Phi \mathbf{D}_t + B \epsilon_t \quad (73)$$

onde B_0 é uma matriz 7×7 que define as restrições contemporâneas entre as sete variáveis endógenas que constituem o vetor 7×1 , denominado $\mathbf{X}_t$. As matrizes B_i são 7×7 , $\mathbf{D}_t$ é o vetor de componentes deterministas, sendo Φ sua matriz de coeficientes, B é uma matriz diagonal $7 \times$

7 de desvios-padrão e o termo ϵ_t é um vetor 7×1 de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é $\epsilon_t \sim iid(0; I_n)$.

A equação (73) expressa as relações entre as variáveis endógenas, decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, e por isso chama-se de forma estrutural. Os choques ϵ_t são denominados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Os choques estruturais são considerados independentes entre si porque as inter-relações entre um choque e outro são captadas indiretamente pela matriz B_0 . Logo, a independência dos choques dá-se sem perda de generalidade.

Os valores iniciais adotados para os choques contemporâneos será zero ou um, dependendo dos valores obtidos através do método “*genetic*”, numa pré-estimação, de forma a obter uma rápida taxa de convergência através do método de otimização não-linear BFGS após θ iterações.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com relação aos testes de raiz unitária, em nenhum dos testes DF-GLS e Ng-Perron foi possível rejeitar a hipótese nula da presença de raiz unitária, portanto, todas as séries foram tomadas como integradas de ordem 1, ou seja $I(1)$. Adicionalmente, a hipótese nula de duas raízes unitárias do teste de Dickey-Pantula pôde ser rejeitada. A hipótese nula de uma raiz unitária, na segunda etapa do mesmo teste, não foi rejeitada, confirmando que as séries são integradas de primeira ordem.

Os componentes deterministas considerados nas equações de teste foram a presença de constante e tendência linear, verificados pelos testes ϕ_1 , ϕ_2 e ϕ_3 de Dickey e Fuller (1981), e o número de defasagens utilizado foi determinado através do Critério de Informação de Akaike Modificado. Logo, o modelo foi ajustado com as variáveis tomadas nas primeiras diferenças.

A tabela 1 resume os resultados discutidos anteriormente.

Tabela 1: Resultados dos testes de raiz unitária.

Variáveis	Defasagens	DF-GLS	Ng-Perron				Dickey-Pantula	
			MZ_α	MZ_t	MSB	MPT	$H_0 : \rho_1 = 0^\dagger$	$H_0 : \rho_2 = 0^\ddagger$
EDU	2	-1,847	-9,286	-2,033	0,219	10,296	-7,823*	-1,793
INOV	6	-0,764	3,856	1,816	0,471	78,894	-5,120*	-1,038
IED	5	-0,882	1,981	1,185	0,598	99,500	-5,631*	-0,912
TX	1	-1,663	-5,108	-1,519	0,297	17,489	-7,549*	-1,419
GA	1	-2,713	-10,591	-2,301	0,217	8,605	-8,280*	-1,850
FBKF	4	-1,509	-3,616	-1,344	0,372	25,188	-6,940*	-1,524
PIB	6	-1,031	-1,110	-0,529	0,476	48,385	-6,023*	-1,188

Nota: † Modelo ajustado pela metodologia de Dickey e Pantula (1987) é $\Delta^2 y_t = \alpha + \lambda t + \rho_1 \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$.

‡ $\Delta^2 y_t = \alpha + \lambda t + \rho_1 \Delta y_{t-1} + \rho_2 y_{t-1} + \epsilon_t$. * indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância de acordo com a estatística tabelada τ_τ para 50 observações (-4,15).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para determinar o número ótimo de defasagens a serem incluídas no modelo, de modo a obter uma estrutura onde o erro seja ruído branco, foi estimado um VAR, partindo de uma especificação mais geral, com a presença de componentes deterministas quadráticos no nível e quatro defasagens, utilizando os critérios de informação de Schwarz (SC), Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ).

Apesar do critério de informação AIC apontar a utilização de três defasagens, optou-se por considerar as especificações dos critérios SC e HQ, em geral, devido ao fato do critério bayesiano tender a selecionar o modelo mais parcimonioso (Tabela 2).

Tabela 2: Número de defasagens a serem incluídas no modelo.

Defasagens	Akaike (AIC)	Schwartz (SC)	Hannan-Quinn (HQ)
4	-4064,275	-3429,693	-2412,167
3	-4107,298	-3642,272	-2847,973
2	-4068,265	-3748,103	-3194,567
1	-4073,271	-3893,970	-3581,081

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tais resultados foram confrontados com as demais características dos modelos de auto-regressão vetorial em termos de estabilidade, normalidade e comportamento dos resíduos.

Dessa forma, foram aplicados os testes de autocorrelação de Ljung-Box (Portmanteau Modificado) segundo [Ljung e Box \(1978\)](#) e o teste assintótico de multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch-Godfrey para correlação serial segundo [Breusch \(1978\)](#) e [Godfrey \(1978\)](#).

No teste de Ljung-Box não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Nos testes LM de Breusch-Godfrey, temos que a hipótese nula de que não existe correlação serial nos resíduos de primeira e segunda ordem não pôde ser rejeitada. A hipótese nula de normalidade do teste de Jarque-Bera não foi rejeitada a 5%. Os testes também mostram a ausência de heterocedasticidade condicional autoregressiva (ARCH) na primeira e segunda defasagem (Tabela 3).

A partir disso, foi possível definir a escolha de uma defasagem para o modelo.

Tabela 3: Testes de especificação de análise dos resíduos.

Tipo de teste	Estatística	p-valor
Ljung-Box (Portmanteau Modificado)	693,328	0,914
Breusch-Godfrey LM(1)	34,847	0,492
Breusch-Godfrey LM(2)	55,384	0,643
Normalidade conjunto (Jarque-Bera)	18,983	0,097
ARCH LM(1)	837,477	0,542
ARCH LM(2)	1092,000	0,659

Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir dos testes de estacionariedade, foram realizados testes de cointegração entre as séries, levando em consideração a defasagem selecionada, utilizando-se o procedimento de [Johansen \(1991\)](#), conforme descrito anteriormente na metodologia. Os resultados podem ser encontrados na tabela 4.

Utilizando-se da estatística do traço, $\tau(p - r)$, e de seu respectivo p-valor podemos verificar a rejeição da hipótese nula de $r = 0$, $r = 1$ e $r = 2$ a 1% de nível de significância

e a rejeição da hipótese nula de $r = 3$ a 5% de nível de significância. Adicionalmente, temos que para o valor da estatística do traço corrigida pelo fator Bartlett, $\tau_{Bart.}(p - r)$, tal verificação de rejeição ocorre da mesma forma: rejeita-se a hipótese nula de $r = 0$, $r = 1$ e $r = 2$ a 1% de nível de significância e de $r = 3$ a 5% de nível de significância. Dessa forma, optou-se por definir o posto de cointegração como sendo $r = 4$, ou seja, pela existência de quatro vetores de cointegração no modelo.

Tabela 4: Resultados do teste do traço de cointegração.

r	p-r	Autovalor	$\tau(p - r)$	$\tau_{Bart.}(p - r)$	$C_{.95}$	p-valor	p-valor _{Bart.}
0	7	0,519	309,944	301,943	125,041	0,000*	0,000*
1	6	0,482	207,270	202,767	95,227	0,000*	0,000*
2	5	0,356	115,141	113,104	69,402	0,000*	0,000*
3	4	0,169	53,487	52,753	47,564	0,012**	0,014**
4	3	0,133	27,491	27,222	29,715	0,090***	0,096***
5	2	0,052	7,622	7,577	15,362	0,509	0,514
6	1	0,001	0,150	0,150	3,829	0,696	0,697

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Com relação às propriedades dinâmicas do modelo, faz-se necessário observar os autovalores da matriz companheira. No caso do presente trabalho, tais autovalores encontram-se dentro do círculo unitário, demonstrando estacionariedade do vetor de variáveis. Devido ao fato da presença de quatro vetores cointegrantes no sistema ($r = 4$), o modelo de correção de erros impõe $k - r$ raízes iguais a unidade, onde k é o número de variáveis endógenas.

Na tabela 5 temos os valores de cada raiz, que estão em sintonia com a estimação VEC onde impõe-se 3 raízes iguais a unidade ($k = 7$) – ($r = 4$). A raiz de maior valor, em módulo, é 0,776, além disso temos a presença de duas raízes complexas. Já na figura 6, podemos observar tais raízes dentro do círculo unitário.

Tabela 5: Valores das raízes da matriz companheira.

Raízes	Parte Real	Parte Imaginária	Módulo
Raiz 1	1,000	0,000	1,000
Raiz 2	1,000	0,000	1,000
Raiz 3	1,000	0,000	1,000
Raiz 4	0,776	0,000	0,776
Raiz 5	0,267	-0,214	0,457
Raiz 6	0,267	0,214	0,457
Raiz 7	0,034	0,000	0,034

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dessa forma, o modelo analisado foi construído com as séries tomadas na primeira diferença de seus logaritmos (prefixo “D” nas variáveis), além da inclusão do termo de correção de erro, composto pelas relações de cointegração, considerando uma defasagem.

Figura 6: Raízes da matriz companheira.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

A matriz de relações contemporâneas tem seus resultados expostos na tabela 6. Os sinais dos coeficientes estão de acordo com o esperado, com exceção dos coeficientes de IED e TX, que apresentaram sinais negativos (lembrando-se que devem ser analisados com o sinal contrário dos obtidos na estimação). Os valores iniciais considerados para os choques contemporâneos foi zero e a convergência foi obtida após $\theta = 14$ iterações.

Tabela 6: Estimativa da matriz de coeficientes de relações contemporâneas.

Relações Contemporâneas		Coeficientes	desvio-padrão (σ)
Coluna (De)	Linha (Sobre)		
DEDU	DPIB	-0,477***	0,242
DINOV	DPIB	-0,279	0,176
DIED	DPIB	0,023	0,015
DTX	DPIB	0,119***	0,068
DGA	DPIB	-0,253**	0,100
DFBKF	DPIB	-0,581**	0,221

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** Significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados indicam que um aumento de 1% na formação bruta de capital fixo (FBKF) leva a um aumento contemporâneo de 0,58% na taxa de crescimento do PIB *per capita*. Com relação ao grau de abertura da economia (GA), um aumento exógeno de 1% nessa variável leva a um aumento de 0,25% do PIB *per capita*. No mesmo sentido, um aumento exógeno de

1% nas variáveis capital humano (EDU), progresso tecnológico (INOV), câmbio real (TX) e investimento estrangeiro direto (IED) levam, respectivamente, a um aumento contemporâneo de 0,48% e 0,28% e uma queda de 0,12% e 0,02% na taxa de crescimento do PIB *per capita*.

Tais resultados são interessantes para analisar o comportamento contemporâneo das variáveis, porém o foco principal da análise do presente trabalho está no estudo das funções de resposta ao impulso e da análise da decomposição da variância dos erros de previsão.

Nesse sentido, a seguir são estruturados os poderes explanatórios de cada variável do modelo sobre as demais através da decomposição da variância. Tal análise permite fazer referência sobre o poder explicativo de cada variável sobre as demais.

As decomposições são apresentadas para um total de 12 períodos (anos), sendo sumariadas de 1-5, 9 e 12, uma vez que nos períodos posteriores a parcela de explicação de cada variável sobre as demais não sofre alterações significativas. Optou-se por apresentar apenas a análise de decomposição da variância da variável PIB, ponto central da análise no trabalho, as demais decomposições encontram-se no anexo.

Tabela 7: Análise da decomposição da variância do erro de previsão (PIB).

Períodos	desvio-padrão (σ)	DEDU	DINOV	DIDE	DTX	DGA	DFBKF	DPIB
1	0,0190	10,856	4,920	1,306	1,740	5,515	17,319	58,343
2	0,0195	10,882	5,275	2,047	2,076	5,764	17,473	56,483
3	0,0195	10,914	5,397	2,072	2,508	5,986	17,500	55,623
4	0,0196	10,938	5,417	2,072	2,508	6,348	17,519	55,196
5	0,0196	10,941	5,367	2,072	2,520	6,348	17,519	55,232
9	0,0196	10,941	5,367	2,072	2,520	6,348	17,519	55,232
12	0,0196	10,941	5,367	2,072	2,520	6,348	17,519	55,232

Fonte: Resultados da pesquisa.

A variável taxa de crescimento do PIB *per capita* (PIB) tem cerca de 55% de sua variância explicada por ela mesma, sendo que, aproximadamente, cerca de 17% de sua variância são atribuídos a choques na variável de formação bruta de capital fixo (FBKF). É interessante destacar o papel da variável de capital humano (EDU) explicando cerca de 11% da variância da variável PIB e da variável do grau de abertura da economia (GA) com cerca de 6%, que juntas representam cerca de 18% do poder explanatório da variável PIB, segundo a tabela 7.

Em seguida, temos o progresso tecnológico (INOV) com cerca de 5%, seguida da variável de taxa de câmbio (TX) com 2.5% e do investimento estrangeiro direto (IED) com 2% da explicação da variância da taxa de crescimento do PIB *per capita* (PIB).

Partindo para a análise das funções de resposta ao impulso das séries, podemos obser-

var na figura 7 as respostas aos choques positivos de cada uma das variáveis do modelo sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* (PIB), e nos períodos seguintes ao mesmo. Tais respostas aos choques procuram mostrar o comportamento no curto prazo do modelo.

Figura 7: Evolução das funções de resposta ao impulso em cada variável sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita*.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Verifica-se que a variável PIB responde positivamente a um choque de 1% na formação bruta de capital fixo (FBKF) (Figura 7f), com maior resposta no primeiro período (0,58%). No segundo período a resposta é negativa, porém de baixo impacto (-0,13%), quando comparado a resposta contemporânea. Os demais choques são positivos para todos os períodos subsequentes, desaparecendo a partir do quarto período.

Tal resposta ao choque reafirma os resultados obtidos anteriormente, em especial com relação ao da análise da decomposição da variância do erro de previsão, em que a variável de formação bruta de capital fixo atua de forma relevante na explicação da dinâmica da taxa de crescimento do PIB *per capita* (PIB) no período analisado.

Ao submeter a variável PIB a um choque de 1% na variável de capital humano (EDU) temos um comportamento positivo nos dois primeiros períodos, com uma resposta contemporânea de 0,48%, que permanece no segundo período, porém com menor impacto (0,30%). No terceiro período a resposta é negativa mas de menor intensidade, sendo que a função exerce choques positivos para todos os demais períodos, estabilizando-se em torno do quinto período (Figura 7a). Tais resultados se assemelham aos resultados obtidos para a variável de formação bruta de capital fixo, porém em menor magnitude.

A resposta na taxa de crescimento do PIB *per capita* de um aumento de 1% na taxa de câmbio real (TX) é mais expressiva no segundo período (0,34%), ao invés do primeiro, em que o efeito é negativo (-0,12%), conforme demonstra a figura 7d. A explicação de tal fenômeno está na presença da “curva J”, onde nos primeiros meses logo após a desvalorização da taxa de câmbio há uma piora do saldo comercial com recuperação posterior.

Segundo Meade (1988), tal fenômeno emana a partir do fato de que no momento em que ocorre a mudança na taxa de câmbio, os bens já estão sendo comercializados sob contratos que não podem ser “quebrados”, e que a finalização de tais transações domina as flutuações comerciais no curto prazo. Assim, embora uma depreciação tenda a deteriorar o saldo da balança comercial no curto prazo, ela tende a elevar tal saldo no longo.

Adicionalmente, Dixit (1994) utiliza o conceito de *hysteresis* para explicação do fenômeno da curva J. Tal conceito sugere que um choque sobre a taxa de câmbio desloca o equilíbrio externo de um país já que as firmas incorrem em custos de entrada que são irrecuperáveis. Teles (2005), mais recentemente, utilizou o modelo de Dixit (1994) e o aplicou empiricamente à economia brasileira para explicar a desvalorização cambial ocorrida em 1999. No modelo restrito, estimado com base em um limite inferior para a taxa de câmbio, o autor encontrou que a defasagem estimada da curva J ocorre no intervalo de 4 a 19 meses.

A extensão das defasagens relacionadas com a curva J é motivo de estudo na literatura, uma vez que enquanto Junz e Rhomberg (1973) contabilizam tais defasagens em cinco anos, Krugman e Obstfeld (2005) (p. 346) indicam que a evidência empírica sugere que a curva J na maioria dos países industrializados dura mais de seis meses e menos de um ano. Nessa mesma linha de pesquisa, Bahmani-Oskooee (1985) sugere que as defasagens variam entre dois e cinco trimestres entre países, já Noland (1989) verifica que estas ocorrem em um período de dois anos no ramo negativo da curva J e mais dois anos até alcançar o novo equilíbrio.

Nos resultados empíricos do presente trabalho, o efeito da defasagem observada é de

12 meses, o que pode ser observado na figura 7d. Tal efeito está em sintonia com os principais resultados da literatura analisada.

Com relação a resposta ao impulso da variável de grau de abertura da economia (GA), presente na figura 7e, temos um comportamento muito parecido com os choques da variável de formação bruta de capital fixo (FBKF). A maior resposta ao impulso aparece no primeiro período (0,25%), seguido de choques pouco significativos para todos os períodos subsequentes, desaparecendo a partir do quarto período. Em termos de magnitude dos choques, tais respostas estão em sintonia com os resultados da análise da decomposição da variância do erro de previsão, demonstrando um papel relevante da abertura comercial na definição de políticas de crescimento de longo prazo.

Já a variável de investimento estrangeiro direto (IED), presente na figura 7c, tem efeito pouco significativo. Com relação à variável de progresso tecnológico (INOV), ilustrada na figura 7b, temos uma oscilação parecida com a variável de capital humano (EDU), com choque contemporâneo positivo (0,28%) mas com resposta no segundo período convergindo mais rapidamente para zero, estabilizando-se em torno do quinto período.

As elasticidades impulso-reflexivas, ou seja, as respostas de cada variável do sistema a choques ocorridos na própria variável são apresentadas na figura 8. De maneira geral, observa-se que os efeitos de choques reflexivos na economia brasileira tendem a se dissipar rapidamente, com as variáveis convergindo para um novo patamar de crescimento passados apenas 3 anos da variação inesperada. A FBKF apresentou uma resposta mais do que proporcional ao efeito do choque, assim um aumento inesperado de 1% na sua taxa de crescimento seria sentido também nos anos seguintes, atingindo o pico de 1,12% após um ano e convergindo para 1,11% no longo prazo. Uma possível explicação para esse comportamento faz-se função dos ganhos associados às economias de escala dinâmicas e aos efeitos de encadeamento entre os setores, além do processo de aprendizado gerado pelo ganho de experiência (*learning by doing*).

No que se diz respeito às respostas acumuladas de choques em cada variável sobre taxa de crescimento do PIB *per capita* (Figura 9), que refletem o comportamento de longo prazo das variáveis, temos que o efeito da formação bruta de capital fixo (FBKF) e da variável de capital humano (EDU) predominam sobre as repostas das demais variáveis do sistema.

Dessa forma, observa-se na figura 9f, que um choque positivo de 1% na formação bruta de capital fixo (FBKF) provoca um aumento imediato de 0,58% na variável PIB, porém o equilíbrio é atingido com uma elasticidade acumulada em torno de 0,47%. Assim, o efeito

do choque permanece, com elasticidade relativamente próxima à contemporânea, ilustrando um papel relevante da dinâmica da FBKF na determinação da variável PIB, tanto no curto como no longo prazo.

Figura 8: Elasticidades impulso-reflexiva acumuladas.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O choque exógeno de 1% no capital humano (EDU) provoca um aumento imediato de 0,48% na variável PIB. O equilíbrio é atingido com uma elasticidade acumulada de 0,66%, maior do que a contemporânea. Tal efeito reforça o papel do capital humano no crescimento econômico de longo prazo, tendo um papel importante do ponto de vista das políticas de planejamento econômico, enquanto que a literatura parece apontar para o progresso tecnológico.

O efeito acumulado pelo grau de abertura da economia (GA) e pelo progresso tecnológico (INOV), respectivamente, 0,23% e 0,19%, é menor do que o efeito contemporâneo (Figuras 9e e 9b). Seus comportamentos dinâmicos são parecidos e os choques atuam fortemente até o segundo período. A partir daí, o efeito acumulado se estabiliza com um valor inferior.

Já o efeito acumulado da variável de taxa de câmbio real (TX) reflete claramente o comportamento teórico esperado. Podemos observar, na figura 9d, um efeito acumulado negativo em torno do primeiro período com a resposta positiva somente no segundo período, estabilizando-se no longo prazo com resposta acumulada de 0,32%.

No que se diz respeito à variável de capital humano (EDU) e investimento estrangeiro direto (IED), presentes nas figuras 9a e 9c, podemos observar um efeito acumulado se estabilizando com um valor maior no longo prazo, respectivamente, 0,66% e 0,19%.

Adicionalmente, o investimento estrangeiro direto (IED) apresenta um efeito importante com relação ao seu “grau de maturação”. Uma possível explicação de tal efeito se baseia

Figura 9: Evolução das funções de resposta ao impulso acumulados em cada variável sobre taxa de crescimento do PIB *per capita*.

Fonte: Resultados da pesquisa.

no fenômeno que [Kydland e Prescott \(1982\)](#) nomearam, em modelos de ciclos econômicos reais, de “*time-to-build*”. Esse é o tempo em que os investimentos demoram para a sua constituição plena na economia em termos de influências sobre o produto, segundo os autores.

Nesse caso, o efeito de curto prazo é pequeno e o choque acumulado se estabiliza em torno do terceiro e quarto período, sendo que ambos são superiores à resposta contemporânea. Dessa forma, conclui-se que políticas de mudanças em tais variáveis somente produzirão impacto real na taxa de crescimento do PIB *per capita* depois do quarto período do choque exógeno simulado, aproximadamente.

6 CONCLUSÕES

A partir da análise realizada pôde-se observar, dentro de uma perspectiva histórica, que o crescimento econômico do Brasil passou por diferentes determinantes de suas atividades. Dessa forma, a compreensão exata de tais condicionantes faz-se necessária para a definição de programas de planejamento econômico de longo prazo.

Em termos de teoria econômica, tais questões têm sido alvo de pesquisas recentes, tendo dessa forma evoluído consideravelmente nas últimas décadas, movidas principalmente pelas constatações iniciais dos pensadores neoclássicos.

O presente trabalho desenvolveu uma investigação empírica dos condicionantes do crescimento econômico no Brasil no período entre os anos de 1970 até 2010, utilizando metodologia de séries temporais considerando as variáveis clássicas dos modelos de crescimento econômico, tais como a formação bruta de capital fixo, a abertura comercial, o regime cambial, os investimentos estrangeiros diretos, o progresso tecnológico e os investimentos em capital humano.

Numa primeira parte da análise, foi realizada uma investigação sobre a estacionariedade das séries utilizadas, encontrando-se que todas são integradas de ordem um, com isso procedeu-se para a análise de cointegração onde foram encontrados quatro vetores cointegrantes, sendo assim o modelo foi ajustado nas primeiras diferenças com a inclusão do termo de correção de erro.

O modelo estimado mostrou-se bem ajustado e os resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a variável da taxa de crescimento do PIB *per capita* evidenciaram um papel importante da formação bruta de capital fixo (FBKF), da variável de capital humano (EDU) e do grau de abertura da economia (GA), sendo que juntos corresponderam a 35% da explicação da variância de tal variável.

Além disso, com relação aos choques positivos de cada uma das variáveis do modelo sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* (PIB), e nos períodos seguintes ao mesmo, pode-se observar que tal variável respondeu positivamente a um choque de 1% na formação bruta de capital fixo (FBKF), com maior resposta no primeiro período (0,58%), sendo que tais choques foram positivos para todos os demais períodos, desaparecendo a partir do quarto período. A variável de capital humano (EDU) e grau de abertura da economia (GA) tiveram um comportamento em sintonia com os resultados obtidos para a FBKF, porém em menor magnitude.

Para a taxa de câmbio real (TX) foi possível observar a presença da “curva J”, onde

nos primeiros períodos logo após a desvalorização da taxa de câmbio há uma piora do saldo comercial com recuperação posterior. Já as variáveis de progresso tecnológico (INOV) e de investimento estrangeiro direto (IED) tiveram efeitos pouco significativos.

A análise das elasticidades impulso-reflexivas permitiu, de maneira geral, observar que os efeitos de choques reflexivos na economia brasileira tendem a se dissipar rapidamente, com as variáveis convergindo para um novo patamar de crescimento passados apenas 3 anos da variação inesperada.

A FBKF apresentou uma resposta mais do que proporcional ao efeito do choque, devido em grande parte aos ganhos associados às economias de escala dinâmicas e aos efeitos de encadeamento entre os setores, além do processo de aprendizado gerado pelo ganho de experiência (*learning by doing*).

No que se diz respeito às respostas acumuladas de choques em cada variável sobre taxa de crescimento do PIB *per capita*, pode-se observar que o efeito da formação bruta de capital fixo (FBKF) e da variável de capital humano (EDU) predominou sobre as repostas das demais variáveis do sistema.

O efeito acumulado presente na variável de taxa de câmbio real (TX) refletiu claramente o comportamento teórico esperado. Por fim, vale ressaltar o efeito acumulado se estabilizando com um valor maior no longo prazo na área da educação e advindo do exterior na economia brasileira, concluindo-se que políticas de mudanças em tais variáveis somente produzirão impacto real na taxa de crescimento do PIB *per capita* depois do quarto período (anos) do choque exógeno simulado.

De modo geral, a contribuição do trabalho se deu na investigação empírica levando em consideração as especificações da teoria econômica de crescimento econômico. Mais além, adiciona-se à literatura, através da utilização de um ferramental econométrico avançado, elementos para um melhor entendimento dos condicionantes do crescimento econômico brasileiro.

Além disso, o conhecimento das elasticidades pode prover dados para utilização em modelos mais sofisticados no futuro, abrindo caminho para trabalhos posteriores utilizando Modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE).

REFERÊNCIAS

- AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, v. 60, n. 2, p. 323–51, March 1992. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v60y1992i2p323-51.html>>.
- ANDRADE, D. C. *Fatores condicionantes do crescimento econômico de longo prazo na China: aspectos teóricos e investigação empírica*. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal de Uberlândia (UFU), Programa de Pós-Graduação em Economia, 2006.
- ARVANITIDIS, P.; PETRAKOS, G.; PAVLEAS, S. Determinants of economic growth: The experts' view. *Economic and Social Research Institute (ESRI)*, 2007. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/esr/wpaper/dynreg20.html>>.
- AVRIEL, M. *Nonlinear Programming: Analysis and Methods*. [S.l.]: Dover Publications, 2003. 528 p.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. Devaluation and the J-curve: Some evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, v. 67, n. 3, p. 500–504, August 1985. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v67y1985i3p500-504.html>>.
- BARRO, R. J. Inflation and economic growth. *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 5326, Oct 1995. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5326.html>>.
- BARRO, R. J. Human capital and growth. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 91, n. 2, p. pp. 12–17, 2001. ISSN 00028282. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2677725>>.
- BARRO, R. J.; LEE, J. A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 15902, April 2010. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w15902>>.
- BARRO, R. J.; Sala-i-Martin, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223–51, April 1992. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v100y1992i2p223-51.html>>.

BELTRAN, D. O.; DRAPER, D. Estimating the parameters of a small open economy DSGE model: identifiability and inferential validity. *Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)*, n. 955, 2008. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/fip/fedgif/955.html>>.

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 1842, fev. 1986. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/1842.html>>.

BHARGAVA, A. On the theory of testing for unit roots in observed time series. *Review of Economic Studies*, v. 53, n. 3, p. 369–84, July 1986. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/bla/restud/v53y1986i3p369-84.html>>.

BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. Are business cycles all alike? *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 1392, dez. 1986. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/1392.html>>.

BORENSZTEIN, E.; GREGORIO, J. D.; LEE, J. How does foreign direct investment affect economic growth? *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 5057, mar. 1995. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5057.html>>.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, v. 17, n. 31, p. 334–55, December 1978. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/bla/ausecp/v17y1978i31p334-55.html>>.

BUENO, R. de Losso da S. *Econometria de Séries Temporais*. [S.l.: s.n.], 2008. 299 p.

CÂNDIDO, A. C. *Crescimento econômico e inovação: Uma reconsideração do modelo de Fagerberg*. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Universidade do Porto, 2010.

CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *The Review of Economic Studies*, v. 32, n. 3, p. 233–240, 1965. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2295827>>.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057–72, June 1981.

DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the ordering of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 5, n. 4, p. 455–61, October 1987.

DINIZ, E. M. A note on the solow growth model. *Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto - Universidade de São Paulo, USP*, n. TD-E/42-2003, 2006. Disponível em: <<http://www.cpq.fearp.usp.br/pdf/eco/wpe42.pdf>>.

DIXIT, A. Hysteresis and the duration of the J-curve. *Japan and the World Economy*, v. 6, n. 2, p. 105–115, June 1994. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/japwor/v6y1994i2p105-115.html>>.

DOLLAR, D. Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985. *Economic Development and Cultural Change*, v. 40, n. 3, p. 523–44, April 1992. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1154574>>.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Trade, growth, and poverty. *The World Bank*, n. 2615, jun. 2001. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/2615.html>>.

DUBAS, J. M.; LEE, B.; MARK, N. C. Effective exchange rate classifications and growth. *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 11272, abr. 2005. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/11272.html>>.

EDWARDS, S. Openness, productivity and growth: What do we really know? *Economic Journal*, v. 108, n. 447, p. 383–98, March 1998. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2565567>>.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813–36, July 1996. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2171846.pdf>>.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251–76, March 1987. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v55y1987i2p251-76.html>>.

FAGERBERG, J. A technology gap approach to why growth rates differ. *Research Policy*, v. 16, n. 2-4, p. 87–99, August 1987. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/respol/v16y1987i2-4p87-99.html>>.

FAGERBERG, J.; VERSPAGEN, B. Technology-gaps, innovation-diffusion and transformation: an evolutionary interpretation. *Research Policy*, v. 31, n. 8-9, p. 1291–1304, December 2002. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/respol/v31y2002i8-9p1291-1304.html>>.

FISCHER, S. The role of macroeconomic factors in growth. *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 4565, dez. 1993. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w4565.pdf>>.

FRANCO, G. H. B. *O desafio brasileiro: Ensaio sobre desenvolvimento, globalização e moeda*. 1. ed. [S.l.: s.n.], 1999. 349 p.

GODFREY, L. G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1293–1301, November 1978. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v46y1978i6p1293-1301.html>>.

GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, v. 16, n. 1, p. 121–130, May 1981. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/econom/v16y1981i1p121-130.html>>.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. [S.l.]: Princeton University Press, 1994.

HERMES, N.; LENSINK, R. Foreign direct investment, financial development and economic growth. *University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organisations and Management)*, n. 00E27, 2000. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/dgr/rugsom/00e27.html>>.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1551–80, November 1991. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v59y1991i6p1551-80.html>>.

JOHANSEN, S. A small sample correction for the test of cointegrating rank in the vector autoregressive model. *Econometrica*, The Econometric Society, v. 70, n. 5, p. pp. 1929–1961, 2002. ISSN 00129682. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3082025>>.

JONES, C. I. *Introdução à Teoria do Crescimento Econômico*. 4. ed. [S.l.: s.n.], 2000. 192 p.

JONES, C. I.; ROMER, P. M. The new kaldor facts: Ideas, institutions, population, and human capital. *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 15094, June 2009. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w15094>>.

JUNZ, H. B.; RHOMBERG, R. R. Price competitiveness in export trade among industrial countries. *American Economic Review*, v. 63, n. 2, p. 412–18, May 1973. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v63y1973i2p412-18.html>>.

JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. [S.l.]: Oxford University Press, 2006. 455 p.

KOGID, M.; MULOK, D.; BEATRICE, L. F. Y.; MANSUR, K. Determinant factors of economic growth in malaysia: Multivariate cointegration and causality analysis. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, v. 24, p. 123–137, 2010.

KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. *Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University*, n. 163, 1963. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/cwl/cwldpp/163.html>>.

KORMENDI, R. C.; MEGUIRE, P. G. Macroeconomic determinants of growth: Cross-country evidence. *Journal of Monetary Economics*, v. 16, n. 2, p. 141–163, September 1985. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v16y1985i2p141-163.html>>.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *Economia Internacional: Teoria e Política*. 6. ed. [S.l.]: Pearson Addison Wesley, 2005.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 1345–70, November 1982.

LENSINK, R.; MORRISSEY, O. Foreign direct investment: Flows, volatility, and the impact on growth. *Review of International Economics*, v. 14, n. 3, p. 478–493, 08 2006. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/bla/reviec/v14y2006i3p478-493.html>>.

LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 942–63, September 1992. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v82y1992i4p942-63.html>>.

LICHTENBERG, F. R. R&D investment and international productivity differences. *National Bureau of Economic Research, NBER Working papers*, n. 4161, set. 1993. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/4161.html>>.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, n. 2, p. 297–303, aug 1978.

LOAYZA, N.; FAJNZYLBER, P.; CALDERÔN, C. Economic growth in latin america and the caribbean: Stylized facts, explanations, and forecasts. *Central Bank of Chile*, n. 265, jun. 2004. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/chb/bcchwp/265.html>>.

LUCAS, R. J. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3–42, July 1988. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v22y1988i1p3-42.html>.

MADDALA, G. S.; KIM, I. *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press, 1999. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/RePEc:cup:cbooks:9780521587822>.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407–37, May 1992. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/tpr/qjecon/v107y1992i2p407-37.html>.

MEADE, E. E. Exchange rates, adjustment, and the J-curve. *Federal Reserve Bulletin*, n. Oct, p. 633–644, 1988. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/fip/fedgrb/y1988ioctp633-644nv-74no.10.html>.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, November 2001. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v69y2001i6p1519-1554.html>.

NOLAND, M. Japanese trade elasticities and the J-curve. *The Review of Economics and Statistics*, v. 71, n. 1, p. 175–79, February 1989. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v71y1989i1p175-79.html>.

PAGAN, A. Report on modelling and forecasting at the bank of england. *Bank of England*, p. 29, 2003.

PERRON, P.; NG, S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies*, v. 63, n. 3, p. 435–63, July 1996. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/bla/restud/v63y1996i3p435-63.html>.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Biometrika Trust, v. 75, n. 2, p. pp. 335–346, 1988. ISSN 00063444. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2336182>.

PODRECCA, E.; CARMECI, G. Fixed investment and economic growth: New results of causality. *Applied Economics*, v. 33, n. 2, p. 177–82, February 2001. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/taf/applec/v33y2001i2p177-82.html>.

REBELO, S. Long-run policy analysis and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 500–521, June 1991. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v99y1991i3p500-521.html>>.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002–37, October 1986. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v94y1986i5p1002-37.html>>.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. S71–102, October 1990. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v98y1990i5ps71-102.html>>.

SACHS, J. D.; WARNER, A. Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 26, n. 1995-1, p. 1–118, 1995. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/bin/bpeajo/v26y1995i1995-1p1-118.html>>.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1–48, January 1980. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v48y1980i1p1-48.html>>.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*, n. Win, p. 2–16, 1986. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/fip/fedmqr/y1986iwinp2-16nv.10no.1.html>>.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, The MIT Press, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1884513>>.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, v. 32, p. 334–361, 1956.

TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. *Revista de Economia Aplicada*, v. 9, n. 3, p. 415–426, sept 2005. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502005000300004>>.

TOVAR, C. E. DSGE models and central banks. *Bank for International Settlements, BIS*, n. 258, set. 2008. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/bis/biswps/258.html>>.

ULKU, H. R&D, innovation, and economic growth: An empirical analysis. *International Monetary Fund, IMF*, n. 04/185, out. 2004. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/04-185.html>>.

VIEIRA, F. V.; VERÍSSIMO, M. P. Crescimento econômico em economias emergentes selecionadas: Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e África do Sul. *Revista Economia e Sociedade*, v. 38, 2009. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:euc:ancoec:v:38:y:2009:p:513-546>>.

VILLANUEVA, D.; KNIGHT, M. D.; LOAYZA, N. Testing the neoclassical theory of economic growth - a panel data approach. *International Monetary Fund, IMF*, n. 92/106, dez. 1992. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/92-106.html>>.

ANEXO

Tabela 8: Análise da decomposição da variância do erro de previsão (EDU).

Períodos	desvio-padrão (σ)	DEDU	DINOV	DIDE	DTX	DGA	DFBKF	DPIB
1	0,1304	100	0	0	0	0	0	0
2	0,1378	94,385	1,361	0,002	0,452	0,011	1,170	2,619
3	0,1386	93,946	1,475	0,021	0,570	0,094	1,215	2,679
4	0,1387	93,886	1,480	0,021	0,585	0,132	1,213	2,683
5	0,1387	93,877	1,481	0,021	0,586	0,138	1,213	2,684
6	0,1387	93,876	1,481	0,021	0,586	0,139	1,213	2,684
7	0,1387	93,876	1,481	0,021	0,586	0,139	1,213	2,684
8	0,1387	93,876	1,481	0,021	0,586	0,139	1,213	2,684
9	0,1387	93,876	1,481	0,021	0,586	0,139	1,213	2,684
10	0,1387	93,876	1,481	0,021	0,586	0,139	1,213	2,684
11	0,1387	93,876	1,481	0,021	0,586	0,139	1,213	2,684
12	0,1387	93,876	1,481	0,021	0,586	0,139	1,213	2,684

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 9: Análise da decomposição da variância do erro de previsão (INOV).

Períodos	desvio-padrão (σ)	DEDU	DINOV	DIDE	DTX	DGA	DFBKF	DPIB
1	0,2386	0	100	0	0	0	0	0
2	0,2449	0,644	96,225	0,134	0,009	2,507	0,152	0,329
3	0,2456	0,869	95,759	0,170	0,012	2,698	0,164	0,328
4	0,2457	0,914	95,692	0,174	0,012	2,715	0,165	0,328
5	0,2458	0,921	95,682	0,175	0,012	2,717	0,165	0,328
6	0,2458	0,922	95,681	0,175	0,012	2,717	0,165	0,328
7	0,2458	0,922	95,680	0,175	0,012	2,717	0,165	0,329
8	0,2458	0,922	95,680	0,175	0,012	2,717	0,165	0,329
9	0,2458	0,922	95,680	0,175	0,012	2,717	0,165	0,329
10	0,2458	0,922	95,680	0,175	0,012	2,717	0,165	0,329
11	0,2458	0,922	95,680	0,175	0,012	2,717	0,165	0,329
12	0,2458	0,922	95,680	0,175	0,012	2,717	0,165	0,329

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 10: Análise da decomposição da variância do erro de previsão (IED).

Períodos	desvio-padrão (σ)	DEDU	DINOV	DIDE	DTX	DGA	DFBKF	DPIB
1	0,5554	0	0	100	0	0	0	0
2	0,5779	0,040	4,173	92,249	0,825	1,096	1,426	0,191
3	0,5783	0,041	4,224	92,136	0,826	1,096	1,481	0,196
4	0,5783	0,041	4,224	92,130	0,828	1,099	1,482	0,196
5	0,5783	0,041	4,224	92,129	0,828	1,099	1,482	0,197
6	0,5783	0,041	4,224	92,129	0,828	1,099	1,482	0,197
7	0,5783	0,041	4,224	92,129	0,828	1,099	1,482	0,197
8	0,5783	0,041	4,224	92,129	0,828	1,099	1,482	0,197
9	0,5783	0,041	4,224	92,129	0,828	1,099	1,482	0,197
10	0,5783	0,041	4,224	92,129	0,828	1,099	1,482	0,197
11	0,5783	0,041	4,224	92,129	0,828	1,099	1,482	0,197
12	0,5783	0,041	4,224	92,129	0,828	1,099	1,482	0,197

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 11: Análise da decomposição da variância do erro de previsão (TX).

Períodos	desvio-padrão (σ)	DEDU	DINOV	DIDE	DTX	DGA	DFBKF	DPIB
1	0,0455	0	0	0	100	0	0	0
2	0,0479	1,960	0,551	0,001	91,149	3,121	2,271	0,947
3	0,0481	2,474	0,553	0,127	90,319	3,270	2,309	0,948
4	0,0481	2,547	0,588	0,131	90,205	3,271	2,311	0,947
5	0,0481	2,556	0,593	0,131	90,189	3,271	2,312	0,948
6	0,0481	2,557	0,593	0,131	90,187	3,272	2,312	0,948
7	0,0481	2,557	0,593	0,131	90,187	3,272	2,312	0,948
8	0,0481	2,557	0,593	0,131	90,187	3,272	2,312	0,948
9	0,0481	2,557	0,593	0,131	90,187	3,272	2,312	0,948
10	0,0481	2,557	0,593	0,131	90,187	3,272	2,312	0,948
11	0,0481	2,557	0,593	0,131	90,187	3,272	2,312	0,948
12	0,0481	2,557	0,593	0,131	90,187	3,272	2,312	0,948

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 12: Análise da decomposição da variância do erro de previsão (GA).

Períodos	desvio-padrão (σ)	DEDU	DINOV	DIDE	DTX	DGA	DFBKF	DPIB
1	0,0759	0	0	0	0	100	0	0
2	0,0791	0,777	0,039	1,120	0,001	95,953	2,061	0,049
3	0,0794	0,999	0,240	1,219	0,039	95,393	2,056	0,054
4	0,0794	1,028	0,282	1,219	0,040	95,314	2,062	0,055
5	0,0794	1,031	0,285	1,219	0,040	95,307	2,063	0,055
6	0,0794	1,032	0,285	1,219	0,040	95,306	2,063	0,055
7	0,0794	1,032	0,285	1,219	0,040	95,306	2,063	0,055
8	0,0794	1,032	0,285	1,219	0,040	95,306	2,063	0,055
9	0,0794	1,032	0,285	1,219	0,040	95,306	2,063	0,055
10	0,0794	1,032	0,285	1,219	0,040	95,306	2,063	0,055
11	0,0794	1,032	0,285	1,219	0,040	95,306	2,063	0,055
12	0,0794	1,032	0,285	1,219	0,040	95,306	2,063	0,055

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 13: Análise da decomposição da variância do erro de previsão (FBKF).

Períodos	desvio-padrão (σ)	DEDU	DINOV	DIED	DTX	DGA	DFBKF	DPIB
1	0,0308	0	0	0	0	0	100	0
2	0,0314	0,000	0,128	0,694	1,358	0,003	97,747	0,070
3	0,0314	0,015	0,201	0,704	1,361	0,062	97,577	0,080
4	0,0314	0,018	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,079
5	0,0314	0,019	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,078
6	0,0314	0,019	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,078
7	0,0314	0,019	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,078
8	0,0314	0,019	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,078
9	0,0314	0,019	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,078
10	0,0314	0,019	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,078
11	0,0314	0,019	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,078
12	0,0314	0,019	0,202	0,706	1,361	0,062	97,572	0,078

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 14: Função de resposta ao impulso (EDU).

Períodos	DEDU / DEDU	DPIB / DEDU	+1 desvio-padrão (σ)	-1 desvio-padrão (σ)
1	1,000000	0,476590	0,633447	0,319732
2	-0,272745	0,292561	0,449418	0,135704
3	0,084364	-0,133184	0,023673	-0,290042
4	-0,030943	0,036148	0,193006	-0,120709
5	0,012236	-0,012148	0,144710	-0,169005
6	-0,004731	0,005333	0,162191	-0,151524
7	0,001789	-0,002256	0,154601	-0,159113
8	-0,000680	0,000865	0,157722	-0,155993
9	0,000262	-0,000322	0,156535	-0,157179
10	-0,000102	0,000122	0,156979	-0,156735
11	0,000039	-0,000048	0,156809	-0,156906
12	-0,000015	0,000018	0,156876	-0,156839

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 15: Função de resposta ao impulso (INOV).

Períodos	DINOV / DINOV	DPIB / DINOV	+1 desvio-padrão (σ)	-1 desvio-padrão (σ)
1	1,000000	0,278825	0,368778	0,188872
2	-0,127492	0,012523	0,102476	-0,077429
3	0,037111	-0,142296	-0,052344	-0,232249
4	-0,015947	0,042783	0,132736	-0,047170
5	0,006316	-0,005275	0,084678	-0,095228
6	-0,002092	0,000642	0,090595	-0,089311
7	0,000714	-0,000600	0,089353	-0,090553
8	-0,000271	0,000360	0,090313	-0,089592
9	0,000108	-0,000142	0,089810	-0,090095
10	-0,000042	0,000049	0,090001	-0,089904
11	0,000016	-0,000018	0,089934	-0,089971
12	-0,000006	0,000007	0,089959	-0,089946

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 16: Função de resposta ao impulso (IED).

Períodos	DIED / DIED	DPIB / DIED	+1 desvio-padrão (σ)	-1 desvio-padrão (σ)
1	1,000000	-0,023387	0,057492	-0,104267
2	0,024849	0,277968	0,358848	0,197089
3	-0,015027	-0,059794	0,021085	-0,140674
4	0,001815	-0,008997	0,071882	-0,089877
5	0,000934	0,003317	0,084196	-0,077563
6	-0,000313	0,000423	0,081303	-0,080456
7	0,000029	-0,000427	0,080453	-0,081306
8	0,000002	0,000121	0,081000	-0,080759
9	0,000002	-0,000027	0,080852	-0,080906
10	-0,000002	0,000011	0,080890	-0,080869
11	0,000001	-0,000005	0,080874	-0,080885
12	0,000000	0,000002	0,080881	-0,080878

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 17: Função de resposta ao impulso (TX).

Períodos	DTX / DTX	DPIB / DTX	+1 desvio-padrão (σ)	-1 desvio-padrão (σ)
1	1,000000	-0,118554	-0,012698	-0,224409
2	-0,118636	0,336221	0,442077	0,230366
3	0,009724	0,122834	0,228690	0,016979
4	-0,000421	-0,027829	0,078026	-0,133685
5	0,001998	0,015740	0,121596	-0,090115
6	-0,001178	-0,004751	0,101104	-0,110607
7	0,000410	0,000897	0,106753	-0,104958
8	-0,000127	-0,000255	0,105600	-0,106111
9	0,000046	0,000128	0,105983	-0,105728
10	-0,000019	-0,000057	0,105798	-0,105913
11	0,000007	0,000022	0,105878	-0,105834
12	-0,000003	-0,000009	0,105847	-0,105864

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 18: Função de resposta ao impulso (GA).

Períodos	DGA / DGA	DPIB / DGA	+1 desvio-padrão (σ)	-1 desvio-padrão (σ)
1	1,000000	0,253323	0,324684	0,181962
2	-0,208379	-0,001092	0,070269	-0,072453
3	0,034724	-0,033656	0,037705	-0,105017
4	-0,006843	0,005972	0,077333	-0,065389
5	0,004210	0,002023	0,073384	-0,069338
6	-0,002022	-0,001349	0,070012	-0,072710
7	0,000753	0,000434	0,071795	-0,070927
8	-0,000262	-0,000134	0,071227	-0,071495
9	0,000098	0,000053	0,071414	-0,071308
10	-0,000038	-0,000023	0,071338	-0,071384
11	0,000015	0,000009	0,071370	-0,071352
12	-0,000006	-0,000003	0,071358	-0,071364

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 19: Função de resposta ao impulso (FBKF).

Períodos	DFBKF / DFBKF	DPIB / DFBKF	+1 desvio-padrão (σ)	-1 desvio-padrão (σ)
1	1,000000	0,581377	0,750127	0,412627
2	0,123874	-0,129491	0,039260	-0,298241
3	-0,015371	0,059580	0,228331	-0,109170
4	0,002859	-0,041428	0,127323	-0,210178
5	0,001371	-0,000977	0,167773	-0,169727
6	-0,000297	-0,000319	0,168432	-0,169069
7	0,000009	0,000035	0,168785	-0,168715
8	0,000007	0,000036	0,168787	-0,168714
9	0,000002	-0,000018	0,168733	-0,168768
10	-0,000002	0,000005	0,168755	-0,168746
11	0,000001	-0,000001	0,168749	-0,168752
12	0,000000	0,000001	0,168751	-0,168750

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 20: Elasticidades impulso-reflexiva acumuladas.

Períodos	DEDU / DEDU	DINOV / DINOV	DIED / DIED	DTX / DTX	DGA / DGA	DFBK / DFBKF	DPIB / DPIB
1	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
2	0,727255	0,872508	1,024849	0,881364	0,791621	1,123874	0,830315
3	0,811619	0,909619	1,009822	0,891087	0,826345	1,108503	0,844740
4	0,780676	0,893672	1,011638	0,890666	0,819502	1,111362	0,846986
5	0,792912	0,899988	1,012572	0,892664	0,823712	1,112733	0,846145
6	0,788181	0,897896	1,012259	0,891486	0,821691	1,112436	0,846318
7	0,789970	0,898610	1,012288	0,891896	0,822444	1,112445	0,846232
8	0,789290	0,898339	1,012290	0,891769	0,822182	1,112452	0,846282
9	0,789552	0,898447	1,012292	0,891815	0,822280	1,112454	0,846260
10	0,789450	0,898405	1,012290	0,891796	0,822241	1,112452	0,846268
11	0,789490	0,898421	1,012291	0,891804	0,822257	1,112453	0,846265
12	0,789475	0,898415	1,012291	0,891801	0,822251	1,112453	0,846266

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 21: Descrição das séries utilizadas

Identificação	Descrição
EDU	Anos de estudo - média - pessoas 25 anos e mais - IPEA-P25AEP. Razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que tem 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária. Barro e Lee (2010): A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010.
INOV	Concessões de patente de invenção depositadas por residentes no Brasil no escritório de marcas e patentes dos Estados Unidos da América, USPTO.
IED	Investimento estrangeiro direto - IED (líquido) - anual - US\$ (milhões) - BCB-Depec
FBKF	Relação FBKF/PIB: Capital fixo - formação bruta - R\$ (milhões) - IBGE, Sistema de Contas Nacionais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000 Anual) - SCN-FBKFN; PIB - R\$ (milhões) - IBGE, Sistema de Contas Nacionais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000 Anual) - SCN-PIBN
GA	(X+M)/PIB: Importações e Exportações - MDIC (ALICE-Web); PIB - R\$ (milhões) - IBGE, Sistema de Contas Nacionais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000 Anual) - SCN-PIBN
TX	Taxa de Câmbio Real: Taxa de câmbio nominal*(IPA-EUA/IGP-DI); Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - (BCB Boletim/BP) - BM-ERC; Estados Unidos - IPA - índice (média 2005 = 100) - (FMI/IFS) - IFS-IPAEUA; IGP-DI - geral - índice (ago. 1994 = 100) - (FGV/Conj. Econ. - IGP)
PIB	Taxa de Crescimento do Produto interno bruto per capita em R\$ de 2010 - BCB-Depec

Fonte: Resultados da pesquisa.