



Revista eletrônica de ciências sociais aplicadas.

ISSN: 1980-0193

ARTIGOS COMPLETOS/COMPLETS ARTICLES

DETERMINANTES DO CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA BRASIL, CHINA, INDIA E MÉXICO (1978-2006)

Cássia Kely Favoretto Costa ⁽¹⁾

Centro Universitário de Maringá – Cesumar/PR

Nilda Mercedes Cabrera Pasca ⁽²⁾

Pontifícia Universidade Católica - PUC/RJ

Cassandro Maria da Veiga Mendes ⁽³⁾

Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS/RS

Ely Mitie Massuda ⁽⁴⁾

Centro Universitário de Maringá – Cesumar/PR

RESUMO

O objetivo desse artigo foi investigar empiricamente os principais determinantes do crescimento econômico de longo prazo do Brasil, da China, da Índia e do México, entre 1978 e 2006. Como abordagem econométrica utiliza-se os modelos de auto-regressão vetorial (VAR) e um modelo dinâmico de dados em painel, a partir da metodologia proposta originalmente por Arellano e Bond (1991). De acordo com os resultados da análise de decomposição da variância (VAR), a ordem de importância dos fatores na determinação do crescimento de longo prazo de cada país é bem distinta. Tal fato pode ser explicado pelas diferenças sociais, políticas e econômicas de cada economia. Com relação aos resultados da estimação do modelo dinâmico de dados em painel, observa-se que as variáveis consideradas são significativas e apresentam os sinais esperados (com exceção da abertura comercial). Conclui-se que os resultados das metodologias empíricas corroboram a literatura internacional sobre a influência dos fatores analisados no crescimento econômico desses países.

PALAVRAS CHAVE: Determinantes do crescimento econômico; Modelo VAR; Dados em painel; Método Generalizado de Momentos (GMM).

ECONOMIC GROWTH DETERMINANTS: BRAZIL, CHINA, INDIA AND MEXICO'S EMPIRICAL EVIDENCE

ABSTRACT

The objective of this paper is to investigate empirically the main determinants of long-term economic growth of Brazil, China, India and Mexico, between 1978 and 2006. Vector autoregression (VAR) model is used as an econometric approach and a dynamic model in panel data from the methodology originally proposed by Arellano and Bond (1991). According to the analysis results of decomposition of the variance (VAR), the order of importance of factors in determining the long-term growth of each country is quite different. It may be explained by different social, political and economic of each economy. The results of estimating the dynamic model in panel data, shows that the variables considered are significant and have the expected signs (with the exception of trade openness). In conclusion, the results of empirical methodologies corroborate to the international literature on the influence of the factors discussed in the economic growth of these countries.

KEYWORDS: Growth Economic Determinants; VAR model; Data in panel; Generalized Method of Moments (GMM).

1 INTRODUÇÃO

Na literatura econômica uma importante discussão está relacionada ao potencial de crescimento econômico das principais economias emergentes (Brasil, China, Índia¹ e México). Segundo Wilson e Purushothaman (2003), nos próximos cinquenta anos, o somatório do Produto Interno Bruto (PIB) dos principais países em desenvolvimento deve ultrapassar o volume do PIB (em dólares) das nações que compõe o G-6 (Estados Unidos, Inglaterra, Japão, França, Alemanha e Itália). Apesar dos problemas de desigualdade social e de pobreza enfrentados por tais países, o potencial de crescimento dessas nações está ligado ao tamanho demográfico, população e PIB de cada uma delas.

A *performance* dos indicadores macroeconômicos do Brasil, da China, da Índia e do México reflete uma política divergente com muitas oscilações. O início dos anos 90, no Brasil, é marcado por altas taxa de inflação (548%) e um déficit governamental de 21,2% do PIB. Por sua vez, a taxa de inflação média da China e a participação do déficit do governo em termos do PIB eram bem menores, 8% e 2,3%, respectivamente.

Assim, a fase de crescimento econômico de um país pode ser identificada a partir de um conjunto de fatores, entre eles: estabilidade macroeconômica,

¹ Os países: Brasil, China, Índia e Rússia formam o BRIC.

capacidade institucional, abertura comercial e nível de educação. Barro (2002) destaca que, adicionalmente a estes fatores, a expectativa de vida, a baixa fertilidade, o consumo do governo, a inflação, as condições ambientais, o grau de corrupção e a religiosidade podem ser considerados como determinantes do crescimento.

O artigo tem como objetivo central investigar os principais determinantes de crescimento econômico de longo prazo do Brasil, da China, da Índia e do México, entre 1978 e 2006. Especificamente, pretende-se utilizar duas abordagens empíricas no estudo: os modelos de auto-regressão vetorial (VAR) e os modelos dinâmicos de dados em painel.

Além dessa introdução, o trabalho está dividido em mais cinco seções. A segunda apresenta a revisão da literatura, referente aos trabalhos empíricos já desenvolvidos sobre os fatores determinantes do crescimento econômico em economias emergentes. A terceira seção aborda a estratégia empírica e os dados empregados. Na quarta estão os resultados e discussão e, na quinta, as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Na literatura recente, diversos autores aplicam metodologias empíricas para avaliar os determinantes de crescimento econômico dos países emergentes. Leeuwen e Földvári (2008) analisam o papel do capital humano como fator determinante do crescimento econômico de longo prazo na Ásia (Índia, Indonésia e Japão), entre 1890 e 2000. Na abordagem empírica, aplicam o teste de raiz unitária ADF (*Augmented Dickey Fuller*) e o teste de cointegração de Johansen. Concluem que nas economias menos desenvolvidas (Índia e Indonésia) a acumulação de capital humano, afeta o crescimento econômico. No Japão, entretanto, existe a cointegração entre as duas séries somente pós-anos 50.

Weifu e Zhigang (2007) desenvolvem um estudo sobre os efeitos da abertura econômica sobre o crescimento econômico de longo prazo da China, entre 1985 e 2004. Os autores (com base no modelo de Solow Ajustado) usam como metodologia

econométrica, o teste de cointegração e o de causalidade de Granger. De acordo como os resultados, o fator capital doméstico é considerado como o principal determinante do crescimento econômico chinês no período analisado. Por sua vez, a participação do comércio externo e do investimento estrangeiro é menor. Mostram também uma relação bidirecional de causalidade entre o comércio e o crescimento desse país.

Por seu turno, Tridico (2007) mostra que a explicação do crescimento econômico em economias emergentes (no período de 1999 a 2005), deve ser feita pela interação positiva entre fatores institucionais e sócio-econômicos. A amostra é formada por 44 países emergentes (entre eles, Brasil, China, Índia e México). Na metodologia empírica, utiliza o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários. Conclui que tanto o capital humano quanto a capacidade de exportação são fundamentais para o crescimento econômico de longo prazo desse grupo de países. No entanto, estas variáveis sócio-econômicas aumentam o seu poder explicativo quando associadas a outros fatores como, o baixo nível de mortalidade infantil, a esperança de vida ao nascer e a boa governabilidade (eficácia governamental e estabilidade política).

A metodologia empírica de dados em painel é aplicada por Permani (2008) à um conjunto de países do Leste Asiático (inclusive para a China) entre 1965 e 2000. O objetivo central do estudo é analisar (a partir do modelo de Solow expandido) o nível educacional como determinante do crescimento dessa região. O autor conclui que nesse período, há uma influência significativa do capital humano (anos de escolaridade) sobre o crescimento econômico do Leste Asiático. Por sua vez, investimento e crescimento populacional apresentam menor importância.

Liang e Teng (2006) investigam, por meio de um modelo VAR, a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico para o caso da China, entre 1952 e 2001. No estudo são considerados outros determinantes do crescimento, tais como: o estoque de capital físico per capita (formação bruta de capital fixo per capita), a razão de comércio (somatório do valor total das exportações e das importações como participação do PIB da China) e a taxa de juros real. Os autores mostram que o desenvolvimento financeiro, o capital físico, o comércio internacional

e a taxa de juros real são economicamente e estatisticamente relacionados ao crescimento econômico. Contudo, existe apenas uma relação de causalidade unidirecional entre crescimento econômico e o desenvolvimento financeiro para tal país.

Com relação à China, Andrade e Vieira (2007) analisam empiricamente a experiência de crescimento econômico dessa economia entre 1978 e 2003. Consideram como hipótese a existência de vários fatores que determinavam tal crescimento: altas taxas de investimento, maior abertura comercial e financeira, regime cambial rígido e investimentos em capital humano. Na metodologia empírica, aplicam os modelos VAR (ADV) e teste de causalidade de Granger. Concluem que o investimento e a taxa de câmbio são os principais determinantes do crescimento de longo prazo chinês no período analisado.

Damasceno (2005, 2008) desenvolve uma investigação empírica acerca da relação entre a liberalização da conta de capitais e crescimento econômico, a partir de uma amostra de 16 países da América Latina, entre 1986 e 2000. Na metodologia empírica utiliza o modelo dinâmico de dados em painel, proposto originalmente por Arellano e Bond (1991). Conclui que existe um efeito adverso da liberalização da conta de capitais sobre o crescimento do PIB *per capita* de tais países.

Nesse contexto, o presente trabalho visa contribuir com os estudos sobre os determinantes do crescimento econômico de longo prazo das economias emergentes (Brasil, China, Índia e México) a partir da aplicação de distintas metodologias empíricas: modelo VAR e dados em painel.

3 METODOLOGIA

3.1 Determinantes do crescimento econômico e base de dados

Nesta seção serão apresentados os determinantes do crescimento econômico das economias emergentes (Brasil, China, Índia e México), a partir da literatura empírica aplicada por Barro (1990, 1991); Barro e Sala-i-Martin (1992); Barro e Lee

(1994); Easterly, Loayza e Montiel (1997) e Barro (2002). Estes autores procuram relacionar variáveis econômicas, políticas e sociais com a taxa de crescimento do produto (PIB) *per capita* de um grupo amplo de países.

Nas estimações do modelo VAR e dados em painel para cada país utilizam-se os seguintes determinantes do crescimento:

- i) Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* real em milhões de dólares, coletado no site do *World Resources Institute-Earth Trends Environmental Information* (<http://earthtrends.wri.org>).
- ii) Grau de abertura das economias ao comércio internacional, em que se utiliza como *proxy* a razão do volume real de comércio (importações mais exportações) como proporção do PIB. Essa série é usada para mensurar a orientação comercial dos países analisados. Tal *proxy* também é usada em Damasceno (2005, 2008); Gallego e Loayza (2002); Tridico (2007) e, Andrade e Vieira (2007).
- iii) Fluxo de investimento estrangeiro direto (entrada), mensurado em milhões de dólares e disponível no site do *World Resources Institute-Earth Trends Environmental Information* (<http://earthtrends.wri.org>) e do World Bank (www.worldbank.org).
- iv) Investimento, cuja *proxy* refere-se a formação bruta de capital fixo como proporção do PIB, disponível no site do *World Bank* (www.worldbank.org).
- v) Governo, em que se usa a razão entre o consumo do governo e o PIB de cada país, para mensurar o tipo de política macroeconômica.

A série de dados usada na estimação do modelo VAR é composta de observações anuais, compreendendo o período de 1978 a 2006 (29 observações)². Na estimação do modelo dinâmico de dado em painel³ (sistema GMM), considera-se um painel equilibrado de 4 países (Brasil, China, Índia e México), para cinco períodos entre 1980 e 2006.

Para suavizar as flutuações, trabalha-se com a média das observações de cinco anos: 1980-1985; 1986-1990; 1991-1995; 1996-2000 e 2001-2006, os quais são necessários

² Na estimação do modelo VAR utilizou-se o programa econométrico RATS 6.0.

³ Destaca-se o uso do programa STATA 10 na estimação desse modelo.

para o desenvolvimento de tal método. O tamanho da amostra escolhida e a periodicidade são determinados pela disponibilidade de dados das variáveis consideradas no modelo e não correspondem a uma seleção arbitrária.

3.2 Método econométrico

A abordagem empírica está dividida nas seguintes etapas: na primeira, aplica-se para cada série de tempo o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) com o objetivo de identificar a estacionariedade. Na segunda, realiza-se o teste de co-integração de Johansen e Juselius (1990). O intuito é analisar se devem estimar os modelos VAR com ou sem um vetor de correção de erros (VEC). Em terceiro lugar, estima-se o modelo VAR (ou VEC) e a análise da decomposição da variância do PIB per capita. O objetivo desse último procedimento é identificar os principais determinantes de crescimento de longo prazo de cada país. Por fim, estima-se um modelo dinâmico de dados em painel, usando a abordagem de Arellano e Bond (1991).

3.2.1 Teste de raiz unitária

Antes de estimar um modelo VAR, o primeiro procedimento é verificar se as séries são estacionárias; para isso utiliza-se o conceito de Raiz Unitária. Na literatura empírica⁴, um método muito usado para aplicação do teste de raiz unitária é o de Dickey-Fuller Ampliado (ADF). Segundo Enders (2004), realiza-se esse teste por meio da seguinte equação:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

⁴ Ver Nelson e Plosser (1982).

em que $\delta = \rho - 1$ ⁵; β_0 é o intercepto; t refere-se à tendência (t), Δ é o operador de primeira diferença ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$) e u_t é o modelo ruído branco. Destaca-se que o número de termos de diferenças defasadas a ser incluída no modelo é determinado pelos critérios de *Akaike* (AIC) e de *Schwarz* (SBC). Assim, admite-se como hipótese nula a presença de raiz unitária (série não-estacionária) contra a hipótese alternativa de série estacionária.

Segundo Nelson e Plosser (1982), a principal consequência econômica quando uma série temporal apresenta raiz unitária está no fato de que choques aleatórios geram efeitos permanentes sobre a variável, tornando as flutuações destas não transitórias.

3.2.2 Teste de co-integração

O conceito de co-integração é originalmente desenvolvido por Granger (1981), referindo-se à ligação entre processos integrados e o equilíbrio no estado estacionário. Em termos econométricos, a existência de um relacionamento de equilíbrio, significa dizer que as variáveis não se movem de forma independente. Segundo Enders (2004), o conceito de co-integração está relacionado à combinação linear entre variáveis não-estacionárias.

Formalmente, a co-integração pode ser definida da seguinte maneira: os componentes do vetor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ são considerados cointegrados de ordem d e b , representados por $x_t \sim CI(d, b)$ se: i) todos os componentes de x_t são integrados de ordem d e ii) existe um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear $\beta = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ é integrada de ordem $(d - b)$ em que $b > 0$. O vetor β é denominado vetor de co-integração.

As metodologias mais tradicionais para testar a co-integração são: Engle e Granger (1987) e Johansen e Juselius (1990). A primeira metodologia afirma que as

⁵ Se o parâmetro de regressão for $\delta = 0$, a série contém uma raiz unitária ($\rho = 1$), ou seja, é não-estacionária. A condição de estabilidade exige que $|\rho| < 1$, logo δ terá sinal negativo. Já se $|\rho| > 1$, a série será explosiva.

variáveis em estudo serão co-integradas, se estas forem integradas de mesma ordem d (sendo $d > 1$) e se existir uma combinação linear dessas variáveis que seja estacionária. Essa técnica não é indicada para testar a co-integração, quando existe a possibilidade da existência de mais de um vetor. Nesse caso, a metodologia recomendada é a de Johansen e Juselius (1990). Em termos formais, esse método baseia-se na seguinte versão parametrizada de um modelo VAR (p):

$$\Delta x_t = \pi_0 + \pi_1 x_{t-1} + \pi_2 \Delta x_{t-1} + \pi_3 \Delta x_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que π_0 corresponde a um vetor ($n \times 1$) dos termos de intercepto com elementos π_{i0} ; π_i é a matriz de coeficientes ($n \times n$) com elementos $\pi_{jk}(i)$; π é a matriz com elementos π_{jk} tal que um ou mais de $\pi_{jk} \neq 0$ e ε_t é um vetor ($n \times 1$) com elementos ε_{it} . Observa-se que os termos de perturbação são tais que ε_{it} deve ser correlacionado com ε_{jt} .

Segundo a metodologia de Johansen e Juselius (1990), para identificar se as séries são co-integradas, devem-se aplicar os testes de traço (λ_{trace}) e de autovalor máximo (λ_{max}). Destaca-se que quando os valores calculados pelas estatísticas λ_{trace} e λ_{max} ⁶ forem maiores que os valores críticos, rejeita-se a hipótese nula de não co-integração e, se aceita a hipótese alternativa de um ou mais vetores cointegrados.

3.2.3 Modelo de auto-regressão vetorial (VAR)

Nesta seção aborda-se o modelo VAR utilizando como base os estudos de Sims (1980), Enders (2004) e Maia (2001a; 2001b). O estudo da inter-relação entre

⁶ A estatística (λ_{trace}) testa a hipótese nula que o número de vetores cointegrados distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa geral de: $\lambda_{trace} : \begin{cases} H_0 : r \leq 0 \\ H_A : r > r_0 \end{cases}$. Logo, quando $\lambda_i = 0$,

$\lambda_{trace} = 0$. A segunda estatística (λ_{max}) testa a hipótese nula de que o número de vetores cointegrados é r contra a hipótese alternativa de que existem $r + 1$ vetores de co-integração, isto é: $\lambda_{max} : \begin{cases} H_0 : r = r_0 \\ H_A : r = r_0 + 1 \end{cases}$.

variáveis econômicas (em modelos de regressão múltiplas) são realizados pela técnica de equações simultâneas. Em tais modelos, as variáveis são classificadas como endógenas e exógenas (pré-determinadas) e para sua estimação é preciso alguma restrição. Para poder estimar um modelo de equação simultânea é necessário saber se ele é identificado, exatamente identificado ou sobreidentificado e, a partir disso, é possível saber se o sistema tem solução.

Nos modelos de equações simultâneas o problema da identificação é solucionado incorporando-se variáveis pré-determinadas em algumas equações e em outras não. Devido a este fato, Sims (1980) defendeu a ideia de que todas as variáveis devem ser tratadas de forma simultânea e simétrica. A partir dessa discussão, houve a introdução de uma nova abordagem de séries multivariadas: o modelo de Vetor Auto-Regressivo.

Considerando-se por simplificação o caso de duas variáveis⁷, pode-se analisar como a trajetória de tempo de uma variável (y_t) pode ser afetada pelas realizações correntes e passada de outra variável (z_t) e vice-versa. O modelo primitivo (ou VAR estrutural) pode ser escrito na seguinte forma:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \quad (3)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{z_t} \quad t = 0,1,2,\dots,n \quad (4)$$

sendo que: (i) ambas as variáveis apresentam as propriedades do modelo de Box-Jenkins (parcimônia, invertibilidade e estabilidade) e (ii) ε_{y_t} e ε_{z_t} são distúrbios de ruído branco não correlacionados com desvio padrão de σ_y e σ_z , respectivamente.

A estrutura do sistema indica relações simultâneas entre y_t e z_t e os distúrbios (ε_{y_t} e ε_{z_t}) tem um efeito indireto contemporâneo sobre z_t e y_t , respectivamente. Tal fato torna os choques relacionados com as variáveis explicativas, violando assim, um dos pressupostos do modelo de Mínimos

⁷ No presente estudo, consideram-se cinco variáveis no sistema.

Quadrados Ordinários que é o de não correlação entre os regressores e o termo de erro. Essa violação não permite a estimação por este método.

Dessa forma, para estimar o sistema primitivo (equações 3 e 4) pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários é necessário transformá-lo na forma reduzida. Aplicando-se a álgebra de matrizes, o sistema pode ser escrito como:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{sendo: } B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \text{ e } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Pré-multiplicando a equação (5) por uma matriz inversa (B^{-1}), obtêm-se o VAR na forma padrão:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Na equação (6), x_t corresponde a um vetor ($nx1$) contendo n variáveis incluídas⁸ no VAR; A_0 refere-se ao vetor ($nx1$) de interceptos; A_1 é igual à matriz (nxn) de coeficientes e e_t é o vetor ($nx1$) de termos de erros.

Uma vez resolvido o problema do sistema de equações, a ferramenta essencial para analisar a dinâmica da inter-relação entre as variáveis em um VAR é a representação deste em um vetor de médias móveis (VMA). Tal representação é possível desde que sejam respeitadas as condições de estacionariedade e invertibilidade do modelo de Box-Jenkins (ENDERS, 2004).

A representação VMA da equação (6) expressa as variáveis y_t e z_t em termos dos valores correntes e passados de dois choques ε_{yt} e ε_{zt} . Considerando-se a expressão em termos de choques e realizando-se algumas operações algébricas, obtêm-se:

⁸ Como já as variáveis usadas na pesquisa são: PIB per capita, grau de abertura comercial, investimento estrangeiro direto, formação bruta de capital fixo e consumo do governo.

$$x_t = \mu + \sum_0^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-1} \quad (7)$$

Os coeficientes de ϕ_i são chamados de Função de Resposta a Impulsos, ou seja, mede o impacto nas variáveis dado o impulso (choques) nos resíduos (ε_{yt} , ε_{zt}). Para representar o comportamento de $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ em resposta a estes choques, deve-se plotar em um gráfico o coeficiente de $\phi_{jk}(i)$ contra o tempo i .

Essa metodologia não permite a estimação se o modelo VAR é subidentificado, caso em que apresenta um número de equações menor que o número de incógnitas. Assim, deve-se impor uma restrição adicional sobre o sistema VAR de duas variáveis em ordem para identificar a Função de Resposta a Impulsos. Uma possível identificação restrita pode ser feita pela Decomposição de *Choleski* em que y_t não tem efeito contemporâneo sobre z_t . Em termos formais, esta restrição é representada fixando $b_{21} = 0$ no sistema primitivo.

É importante observar que devido ao fato das variáveis inseridas no sistema VAR serem em muitos casos relacionadas, pode-se utilizar a análise da Decomposição da Variância do Erro para mostrar qual impacto cada variável apresenta na previsão da variância do erro-padrão da outra série. Essa análise permite verificar se existe alguma série que pode ser considerada exógena ao sistema, ou seja, se esta sofre um impacto somente do passado dela mesma e qual a importância da sua defasagem para a estimação do modelo.

Destaca-se que se as séries do modelo da pesquisa são não-estacionárias, mas co-integradas de mesma ordem, a estimação do VAR (primeira diferença) deve ser realizada considerando um vetor de correção de erros. Os Modelos de Correção de Erros são especificados de forma a considerar as relações de equilíbrio de longo prazo e os desvios em relação a esse equilíbrio. Assim, o modelo VAR com correção de erros passa a ser denominado de VEC e pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta x_t = A_0 + \pi x_{t-1} + A_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

sendo $\pi = \alpha\beta'$.

A matriz β é a matriz dos parâmetros cointegrados e α é a matriz dos pesos que cada vetor de co-integração tem nas n equações do VAR. De certo modo, α pode ser visto como a matriz de velocidade de ajustamento dos parâmetros. Devido ao cruzamento das equações de restrição, não é possível estimar α e β usando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Contudo, se usar a estimação de máxima verossimilhança é possível estimar o modelo de correção de erro. Como o *rank* de uma matriz é igual ao número de suas raízes características que são diferentes de zero, logo o teste de co-integração pode ser realizado, tomando-se como base essas raízes características estimadas (ENDERS, 2004).

3.2.4 Modelo dinâmico de dados em painel

Nesta seção, aborda-se o método Generalizado de Momentos (GMM) aplicados a modelos dinâmicos de dados em painel, a partir do trabalho de Gallego e Loayza (2002). Tal método, proposto originalmente por Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995), utiliza as regressões em diferenças como instrumentos para controlar os efeitos não observados e ainda usa observações defasadas das variáveis explicativas como instrumentos.

O modelo em consideração é determinado da seguinte maneira:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta y_{i,t-1} + \beta' x_{i,t} + \omega_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

em que $y_{i,t}$ é o logaritmo do produto *per capita* do país i no tempo t ; $x_{i,t}$ é um conjunto de variáveis postuladas como determinantes do crescimento (ver seção 3.1); ω_t é um efeito específico para cada período da amostra; μ_i representa um fator não

observável específico a cada país e $\varepsilon_{i,t}$ corresponde ao resíduo da regressão. Os subíndices i e t se referem ao país e o período temporal, respectivamente.

Controlando-se os efeitos temporais, a equação (9) pode ser reescrita na forma:

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \beta' x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Para eliminar o efeito específico de cada país, realiza-se a primeira diferença da equação (10), dada por:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta' (x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (11)$$

Para enfrentar o problema de endogeneidade das variáveis explicativas, precisa-se de instrumentos. Além disso, tem-se que na equação (11), o termo $\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ está correlacionado com a variável dependente defasagem, $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$. Portanto, os instrumentos consistirão em observações passadas das variáveis explicativas consideradas no modelo e da variável dependente.

Dado que os instrumentos correspondem às variáveis passadas, este método só permite que os valores presentes e futuros das variáveis explicativas sejam afetados pelo termo de erro da equação. Por este motivo (mesmo relaxando o pressuposto de exogeneidade estrita), o método de variáveis instrumentais permite que as variáveis X sejam totalmente exógenas.

Admitindo que: a) o termo do erro, ε , não se encontra correlacionado serialmente e b) as variáveis X , são fracamente exógenas⁹, o estimador dinâmico por GMM, utiliza as seguintes condições de momentos:

$$E \left[y_{i,t-k} \left[(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \right] \right] = 0 \text{ para } k \geq 2; t=3, \dots, T \quad (12)$$

⁹ Define-se um fator como fracamente exógeno, quando as variáveis explicativas não estão correlacionadas com as realizações futuras do termo do erro.

$$E\left[x_{i,t-k}\left(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}\right)\right] = 0 \text{ para } k \geq 2; t=3,\dots,T \quad (13)$$

O método GMM descrito para dados em painel é conhecido como o estimador em diferenças e apresenta importantes problemas estadísticos. Borrego e Arellano (1999), Blundell e Bond (1998) e Bond, Hoeffler e Temple (2001) especificamente para modelos de crescimento econômico, mostram que quando as variáveis explicativas são persistentes no tempo, os níveis de defasagem destas variáveis são instrumentos fracos para as equações em diferenças. Esta fraqueza afeta as propriedades assintóticas do estimador e em amostras pequenas verifica-se que por meio de experimentos de Monte Carlos, a fraqueza dos instrumentos pode gerar coeficientes viesados e em amostras grandes, tal fato produz um aumento na variância dos coeficientes estimados¹⁰.

Destaca-se que Arellano e Bond (1991) sugerem o teste de Sargan para verificar as condições de momento usadas no cálculo do estimador GMM. Nesse teste, considera-se como hipótese nula que as condições são válidas.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Resultados dos modelos VAR

O primeiro procedimento consiste na verificação da estacionariedade das séries usadas no estudo. Para atingir tal objetivo, utiliza-se o correlograma (Função de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial) e a estatística Q (teste de Ljung-Box), evidenciando que não se pode rejeitar a hipótese de não-estacionariedade. Em seguida, aplica-se o teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) com os resultados apresentados na Tabela 1(a) em anexo. Observa-se que todas as séries (em

¹⁰ Para superar as fraquezas do estimador em diferenças, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), desenvolveram novo estimador que combina a regressão em diferenças com a regressão em níveis. Tal método não foi aplicado no presente estudo.

nível) de cada país (Brasil, China, Índia e México) apresentam Raiz Unitária (isto é, não-estacionária), pois os valores calculados das estatísticas de Dickey-Fuller Ampliado são menores (em módulo) ao valor crítico, com 95% de probabilidade.

Na etapa seguinte, as variáveis PIB per capita (YPC) e investimento estrangeiro direto são transformadas em logaritmos e diferenciadas (ΔL). As demais séries são apenas diferenciadas¹¹. Aplicando-se o teste ADF nestas séries (Tabela 1(a)), evidencia-se que todas as variáveis são estacionárias (ou ainda, integradas de primeira ordem, $I(1)$).

Para determinar o número de defasagens a serem incluídas no sistema aplica-se o critério de informações multivariadas (*AIC* e *SBC*). As defasagens são estabelecidas variando-se esse número a partir de três defasagens¹² de forma decrescente, até obter o ajustamento ótimo. A autocorrelação dos resíduos dos modelos com as defasagens encontradas é examinada por meio do teste de Ljung-Box (estatística *Q*). Os modelos considerados são aqueles que apresentam o menor valor dos critérios usados e classificados como ruído branco. No Quadro 1 (a) em anexo, verifica-se que para os quatro países (Brasil, China, Índia e México), os modelos a serem estimado são com uma defasagem, isto é, VAR (1).

Constatando-se que as séries são integradas de mesma ordem, aplica-se a metodologia de cointegração desenvolvida por Johansen e Juselius (1990). O intuito é analisar se devem estimar os modelos VAR com um vetor de correção de erros, isto é, um VEC. O teste de traço ($\lambda_{\text{traço}}$) é usado para testar a hipótese nula de que existe um número de vetores cointegrados distintos que são menores ou iguais a r . O teste de maior autovalor (λ_{MAX}) testa a existência de exatamente r vetores contra a hipótese alternativa de que existem $r + 1$ vetores de co-integração.

Na Tabela 2(a) em anexo, apresentam-se os resultados do teste de Johansen-Juselius para co-integração. O número de defasagens (k) utilizadas, seguindo os critérios de análise, é de 1 para os quatro países considerados na análise. Nos

¹¹ Como já enfatizado as séries grau de abertura comercial (GAC), formação bruta de capital fixo (FBKF) e consumo do governo (CG) estão mensuradas como percentual do PIB de cada país.

¹² Destaca-se que em virtude da amostra ser pequena, não é possível estimar os modelos VAR com número de defasagens superior a três.

modelos, tanto a estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) como o teste de máximo autovalor (λ_{MAX})¹³ indicam a não existência de vetores de co-integração, com 90% de probabilidade.

Portanto, com os resultados obtidos pelo teste de co-integração (Tabela 2), verifica-se que a matriz de raízes características (π), não apresenta nenhuma relação linearmente independente, ou seja, *rank* igual a zero. Logo, se estimará um VAR¹⁴ em primeira diferença para todos os países analisados.

A análise da decomposição da variância para o PIB *per capita* (Δ LYPC) do Brasil está apresentada na Tabela 1. Verifica-se que no momento inicial, a taxa de crescimento do PIB *per capita* não sofre a influência de nenhuma outra série, apenas dela mesma. No fim de dois anos, o grau de abertura comercial (Δ GAC) apresenta-se como o principal determinante do crescimento econômico (9,56%), seguido pelo investimento (Δ FBKF), com uma participação de 5,10%. De importância relativa menor, tem-se o investimento estrangeiro direto (0,61%) e o consumo do governo (0,54%). Destaca-se, no decorrer de 12 anos, a relevância do GAC e do próprio PIB *per capita*, sugerindo que a trajetória de crescimento econômico de tal país pode estar vinculada com sua própria dinâmica ao longo do período analisado.

Tabela 1 – Análise da decomposição da variância para Δ LYPC – Brasil, 1978 a 2006

Período	Erro Padrão	Δ LYPC	Δ GAC	Δ LIED	Δ FBKF	Δ CG
1	0,136	100,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,157	84,184	9,564	0,608	5,101	0,543
6	0,162	79,575	12,631	0,774	5,199	1,822
12	0,162	79,573	12,631	0,774	5,200	1,822

Fonte: Dados da pesquisa

¹³ Segundo Johansen e Juselius (1990), o teste traço tem um poder superior quando os λ_i forem distribuídos de forma uniforme, enquanto a estatística de máximo autovalor oferece resultado melhor quando os λ_i forem muito pequenos ou grandes demais.

¹⁴ Destaca-se que a ordem de entrada do VAR é determinada a partir da teoria de crescimento econômico. (ver Barro (1990, 1991); Barro e Sala-i-Martin (1992); Barro e Lee (1994); Easterly, Loayza e Montiel (1997) e Barro (2002)).

Para a China, os resultados da ADV estão reportados na Tabela 2. Evidencia-se que os principais determinantes do PIB *per capita* (no final de 2 anos) são: o consumo do governo (3,9b5%); grau de abertura comercial (1,41%) e IED (1,41%). Em 12 anos, tais variáveis explicam o crescimento desse país em cerca de 6,39%, 6,23% e 2,03%, respectivamente. Os resultados sugerem que o investimento (Δ FBKF) exerce uma menor importância na explicação da variância do crescimento econômico chinês de longo prazo.

Tabela 2 – Análise da decomposição da variância para Δ LYPC - China, 1978 a 2006

Período	Erro Padrão	Δ LYPC	Δ GAC	Δ LIED	Δ FBKF	Δ CG
1	0,0684	100,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,0789	90,864	3,470	1,411	0,300	3,956
6	0,0829	84,383	6,398	2,033	0,952	6,233
12	0,082	84,374	6,404	2,034	0,955	6,234

Fonte: Dados da pesquisa

Por sua vez, observa-se na Tabela 3 que o investimento estrangeiro direto exerce grande influência na determinação da taxa de crescimento do PIB *per capita* da Índia, com participação de 15,29% (dois anos). O grau de abertura comercial se mostra relevante (3,72%) em detrimento das demais séries (FBKF e CG) que apresentam importância quase nula, 0,03% e 0,16%, respectivamente. No final do período, têm-se os seguintes percentuais de determinação de crescimento indiano: IED- 13,86%; GAC- 5,91%; FBKF-1,01%; CG-2,35%.

Tabela 3 – Análise da decomposição da variância para Δ LYPC - Índia, 1978 a 2006

Período	Erro Padrão	Δ LYPC	Δ GAC	Δ LIED	Δ FBKF	Δ CG
1	0,062	100,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,076	80,773	3,726	15,299	0,035	0,166
6	0,080	76,966	5,856	13,911	1,001	2,266
12	0,081	76,866	5,906	13,867	1,007	2,354

Fonte: Dados da pesquisa

No momento contemporâneo, observa-se que a taxa de crescimento do PIB *per capita* do México é determinada apenas por ela mesma (Tabela 4). No final do período, o consumo do governo (9,05%), o grau de abertura comercial (4,80%), o IED (4,09%) e o investimento (2,42%) demonstram significativa influência no comportamento de crescimento de longo prazo do México, na ordem apresentada.

Tabela 4 – Análise da decomposição da variância para Δ LYPC - México, 1978 a 2006

Período	Erro Padrão	Δ LYPC	Δ GAC	Δ LIED	Δ FBKF	Δ CG
1	0,144	100,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,164	83,226	3,811	2,724	1,602	8,637
6	0,174	79,634	4,803	4,094	2,419	9,050
12	0,174	79,623	4,804	4,095	2,419	9,059

Fonte: Dados da pesquisa

4.2 Resultados do modelo dinâmico de dados em painel

Na Tabela 5, resumem-se os resultados das estimações do modelo dinâmico de dados em painel (modelo base)¹⁵. Observa-se que os coeficientes das variáveis apresentam os sinais esperados de acordo com a teoria convencional (crescimento econômico) econômico, com exceção da abertura comercial. Além disso, todas as séries são estatisticamente significativas ao nível de significância de 1%, 5% e 10%.

De acordo com os resultados, a taxa de crescimento econômico para essa amostra de países é positiva à medida que o investimento estrangeiro e o investimento doméstico (formação bruta de capital fixo) aumentam, ou seja, um maior dinamismo dessas variáveis melhora as perspectivas de crescimento dos países. Com relação ao governo¹⁶, tem-se que uma melhoria nas políticas macroeconômicas adotadas por cada país, estimula o seu crescimento econômico.

¹⁵ Nas estimações foram incluídas as variáveis PIB *per capita* inicial (em logs) e expectativa de vida (em logs), contudo os sinais dos coeficientes eram contraditórios e não significativos. Nesse contexto, optou-se por apresentar apenas o modelo final estimado.

¹⁶ O sinal do coeficiente do governo está de acordo com os resultados encontrados por Damasceno (2008). Por sua vez, no trabalho de Barro (2002), considera-se que o sinal esperado do governo deve ser negativo, mostrando que um nível menor de consumo do governo, estimula o crescimento

Tabela 5 - Determinantes do crescimento econômico (regressão básica)
- sistema GMM - Brasil, China, Índia e México

Variável dependente: Taxa de crescimento do PIB per capita	
Variáveis explicativas	Coeficiente
Constante	0,6233* (0,0000)
Investimento Estrangeiro direto (em logs)	0,05965* (0,0090)
Abertura comercial (em logs)	-1,9373* (0,0000)
Investimento (FBKF, em logs)	2,6822* (0,0000)
Governo (em logs)	0,8473* (0,0000)
Teste de Sargan (valor-p)	1,000
Teste de Arell-Bond (valor-p)	0,140
Número de países	4
Número de observações	12

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: (1) Todas as variáveis estão em primeira diferença;

(2) Desvio padrão robusto entre parênteses e

(3) * Significativo ao nível de 1%, 5% e 10%

Com relação à abertura comercial, evidencia-se uma relação negativa com a taxa de crescimento econômico dos países. Contudo, esse resultado sugere que a variável utilizada como *proxy* pode não ser a mais viável para mensurar o grau de abertura comercial dos países. Uma sugestão a ser testada como *proxy* pode ser a razão da paridade de poder de compra (PPP) como proporção do PIB de cada país. Essa variável pode incorporar os efeitos das condições internacionais sobre o mercado em que cada país atua e ainda ser usada para efetuar possíveis comparações internacionais ao nível do poder de compra e bem estar social existente entre os

econômico de um país. O autor utiliza como *proxy* o consumo do governo menos os gastos em defesa e educação.

Perspec. Contemp., Campo Mourão, v. 6, n. 2, p. 149-175, jul./dez. 2011.

ISSN: 1980-0193

diferentes países. No entanto, ela não é considerada na pesquisa por indisponibilidade dos dados para o período analisado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desse artigo refere-se à investigação dos principais determinantes do crescimento econômico de longo prazo do Brasil, da China, da Índia e do México, entre 1978 e 2006. Para atender a tal objetivo, é aplicado duas metodologias empíricas: modelo VAR e modelo dinâmico de dados em painel.

De acordo com os resultados da análise de decomposição da variância (modelo VAR), verifica-se que a ordem de importância dos fatores (grau de abertura comercial, investimento estrangeiro direto, investimento e consumo do governo) na determinação do crescimento de longo prazo de cada país analisado é bem distinta. Tal fato pode ser explicado pelas diferenças sociais, políticas e econômicas enfrentadas por cada economia.

Com relação aos resultados da estimação do modelo dinâmico de dados em painel, observa-se que no modelo base, as variáveis consideradas mostram ser significativas e os sinais foram os esperados (com exceção da abertura comercial), isto é, como o pressuposto pela evidência empírica.

Portanto, os resultados das metodologias empíricas utilizadas corroboram a literatura internacional sobre os principais determinantes do crescimento econômico desse grupo de países. Uma sugestão de pesquisa a ser desenvolvida, seria desenvolver as estimações do modelo VAR com uma periodicidade superior e agregar novas variáveis (por exemplo, níveis de escolaridade; inflação; grau de corrupção; condições ambientes; entre outros) como determinantes do crescimento econômico. Para o modelo de dados em painel, além da inclusão de tais fatores, sugere-se a inclusão de novas economias emergentes, como a Rússia e o Chile.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, D. C.; VIEIRA, F. V. Uma investigação teórica e empírica sobre os determinantes do crescimento econômico na China (1978 - 2003). **Revista Economia Ensaios**, v. 21, n. 2, p. 87-124, 2007.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Montecarlo Evidence and an Application to Employment Equations. **Review of Economic Studies**, n. 58, v. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n.1, p. 29-52, 1995.

BARRO, R. J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *The Journal of Political Economy*, v.98, n.5, part 2, p.S103-S125, 1990.

BARRO, R. J. Economic Growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, p. 407-433, 1991.

_____. Cantidad y calidad del crecimiento económico. **Revista Economía Chilena**, v. 5, n. 2, 2002.

_____; Lee, J. W. Sources of Economic Growth. **Carnegie-Rochester Series on Public Policy**, v. 40, p.1-57,1994.

_____; SALA-i-MARTIN, X. Public Finance in Models of Economic Growth. **Review of Economic Studies**, v. 59, n.4, p. 645-661, 1992.

BOND, S.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. GMM Estimation and Empirical Growth Models. **CEPR Discussion Paper**, n. 3048. 2001. Disponível em: <http://www.nuff.ox.ac.uk/Economics/papers/2001/w21/bht10.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2009.

BORREGO, C. A; ARELLANO, M. Symmetrically normalised instrumental variable estimation using panel data. **Journal of Business & Economic Statistics**, vol. 17, n. 1, p. 36-49, 1999.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

DAMASCENO, A. O. **Liberalização da conta de capitais e crescimento econômico: evidência de dados em painel para a América Latina**. 2005. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A074.pdf>. Acesso em: 10 de mar. de 2009.

DAMASCENO, A. O.. Liberalização da conta de capitais e crescimento econômico: evidência de dados em painel para a América Latina. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 4, p. 595-611, 2008.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

EASTERLY, W.; LOAYZA, N.; MONTIEL, P. Has Latin America's Post Reform Growth Been Disappointing? **Journal of International Economics**, v. 43, p. 287-311, 1997.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, Inc, 2004. 460 p.

ENDERS, W. **RATS Handbook for econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, Inc, 1996.

ENGLE, R.; GRANGER, W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

GALLEGO, F. Y.; LOAYZA, N. O. La época dorada del crecimiento em Chile: explicaciones y proyecciones. **Revista Banco de Chile**, v. 5, n.1., p. 37-57, 2002.

GRANGER, C.W.J. Some properties of time series data and their use in Econometric Model Specification. **Journal of Econometrics**, v. 9, 1981.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

LEEUWEN, B. V.; FÖLDEVÁRI, F. Human capital and economic growth in Asia 1890-2000: A time-series analysis. **Asian Economic Journal**, v. 22, n.3, p. 225-410. 2008.

LIANG, Q.; TENG, J.Z. Financial development and economic growth: evidence from China. **China Economic Review**, v. 17, p. 395-411, 2006.

MAIA, S. F. **Modelos de vetores autoregressivos: Uma Nota Introdutória**. Maringá, PR: Texto para Discussão n. 60. Curso de Mestrado em Economia, Universidade Estadual de Maringá, 2001b.

_____. **Efeitos da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre as exportações agrícolas brasileiras de 1980 até 1996: Uma Abordagem de Auto-Regressão Vetorial**. Tese (Doutorado em Economia)- Universidade Federal de Pernambuco- UFPE/PIMES, Recife, 2001a.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, p. 139-162, 1982.

PERMANI, R. Education as a determinant of economic growth in East Asia: historical trends and empirical evidences (1965-2000). **Education and Economic Growth in East Asia**. 2008. Disponível em: <<http://www.uow.edu.au/commerce/econ/ehsanz/pdfs/Permani%202008.pdf>>. Acesso em: 07 de mar. de 2009.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n.1, p.1-48, 1980.

TRIDICO, P. The determinants of economic growth in emerging economies: a comparative analysis. **Departmental Working Papers of Economics - University Roma Tre**, n. 75. 2007. Disponível em: <<http://host.uniroma3.it/dipartimenti/economia/pdf/wp75.pdf>>. Acesso em: 07 de mar. de 2009.

WEIFU, Z.; ZHIGANG, Z. Empirical analysis on the effect of economic opening on China's economic growth. **Journal Frontiers of Economics in China**, v. 2, n. 4, p. 623-643, 2007.

WILSON, D.; PURUSHOTHAMAN, R. Dreaming with BRICs: the path to 2050. **Global Economics Paper**, n. 99, 2003. Disponível em: <<http://www.gs.com>>. Acesso em: 10 de mar. de 2009.

ANEXOS

Tabela 1(a) – Teste de estacionariedade (ADF) das séries (cada país) utilizadas na análise

Variáveis (1978-2006)	I(d)	Resultados do teste ADF			
		Brasil	China	Índia	México
		Com intercepto e com tendência	Com intercepto e com tendência	Com intercepto e com tendência	Com intercepto e com tendência
YPC	0	-3,213 (2)	-1,077 (7)	-0,405 (1)	-3,155 (4)
Δ LYPC	1	-3,561 (0)	-3,765 (0)	-3,764 (0)	-4,334 (0)
GAC	0	-0,599 (6)	-2,239 (1)	-0,949 (1)	-2,907 (1)
Δ GAC	1	-5,736 (5)	-3,826 (0)	-5,463 (0)	-3,913 (0)
IED	0	-3,023 (7)	-2,755 (3)	-0,930 (2)	-2,348 (7)
Δ LIED	1	-5,461 (0)	-13,336 (1)	-4,755 (1)	-4,975 (0)
FBKF	0	-2,872 (1)	-2,942 (1)	-1,625 (2)	-2,378 (1)
Δ FBKF	1	-5,548 (0)	-3,948 (0)	-6,781 (0)	-4,975 (0)
CG	0	-1,411 (1)	-3,160 (7)	-2,468 (1)	-2,763 (1)
Δ CG	1	-4,277 (0)	-4,869 (3)	3,721 (0)	-4,248 (0)

Fonte: Dados da pesquisa. Nota: (1) Considera-se significativo ao nível de 5%- valor crítico $|-3,41|$ (ver Dickey-Fuller (1979)); (2) Δ indica primeira diferença; (3) I(d) é a ordem de integração, sendo I(0), variável integrada de ordem zero (nível) e I(1), integrada de ordem um (primeira diferença); (4) Número de defasagens escolhido pelo Critério SBC e (5) As defasagens estão apresentadas entre parênteses.

Quadro 1 – Teste de seleção do número de defasagens do VAR

BRASIL				ÍNDIA			
Teste Critério AIC e SBC				Teste Critério AIC e SBC			
Defasagens	AIC	SBC	P[Q(12)]	Defasagens	AIC	SBC	P[Q(12)]
3	-76,233	3,128	0,986	3	-126,495	-28,985	0,830
2	-33,501	21,277	0,242	2	-84,346	-15,151	0,538
1	-35,746	-35,693	0,086	1	-112,173	-73,298	0,754
CHINA				MÉXICO			
Teste Critério AIC e SBC				Teste Critério AIC e SBC			
Defasagens	AIC	SBC	P[Q(12)]	Defasagens	AIC	SBC	P[Q(12)]
3	-129,195	-31,685	0,068	3	-98,174	-0,664	0,300
2	-116,493	-47,297	0,300	2	-107,017	-37,822	0,233
1	-107,194	-48,319	0,188	1	-100,368	-61,493	0,232

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: (*) Limite das defasagens a serem aceitas em que o modelo é ruído branco.

Tabela 2(a)– Teste de Johansen-Juselius para co-integração –Brasil, China, Índia e México 1978 a 2006

Hipótese nula (H_0)	Teste do Máximo Autovalor		Teste do Traço	
	λ_{MAX} observado	λ_{MAX} crítico(90%)	$\lambda_{TRAÇO}$ observado	$\lambda_{TRAÇO}$ crítico(90%)
Brasil - k = 1				
$r = 0$	14,42	21,74	60,90	71,66
$r \leq 1$	16,06	18,03	46,49	49,91
$r \leq 2$	13,66	14,09	30,43	31,88
China - k = 1				
$r = 0$	20,14	21,74	68,20	71,66
$r \leq 1$	17,34	18,03	48,06	49,91
$r \leq 2$	12,53	14,09	30,72	31,88
Índia - k = 1				
$r = 0$	14,87	21,74	70,76	71,66
$r \leq 1$	16,26	18,03	32,89	49,91
$r \leq 2$	7,60	14,09	16,63	31,88
México - k = 1				
$r = 0$	21,32	21,74	68,74	71,66
$r \leq 1$	19,14	18,03	44,42	49,91
$r \leq 2$	12,51	14,09	24,28	31,88

Fonte: Dados da Pesquisa, (k) é o número de defasagens, de acordo com os critérios AIC e SBC

NOTAS

(1) Doutoranda em Economia Aplicada na Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Mestrado em Economia pela Universidade Federal da Paraíba e Graduação em Economia pela Universidade Estadual de Maringá. Professora do CHSA-Cesumar no curso de Administração.

(2) Doutoranda em Economia na Pontifícia Universidade Católica – Rio de Janeiro, Mestrado em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, graduação em Economia - Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa – Peru.

(3) Doutorando em Economia Aplicada na Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Mestrado em Economia pela Universidade Federal da Paraíba e Graduação em Economia pela Universidade Federal da Paraíba.

(4) Pós-doutorado em Economia pela Université de Sherbrooke – Canadá e em Zootecnia pela Universidade Estadual de Maringá, Doutora em História Econômica pela Universidade de São Paulo, Mestrado em Desenvolvimento pela Universidade de Rennes I- França, Graduação em Economia pela Universidade Estadual de Maringá, Professora do Programa de Mestrado em Promoção da Saúde no Cesumar - Centro Universitário de Maringá - Maringá PR. (elymitie@hotmail.com).

Enviado: 12/07/2011
Aceito: 29/09/2011
Publicado: 16/08/2012